

Системи приводів. Технологія і обладнання машинобудівного виробництва. Мехатроніка

УДК 621.646.4

Ю.М. Рикуніч,
О.Є. Ситніков, канд. техн. наук,
Я.Б. Федоричко

Київське центральне конструкторське бюро арматуробудування,

О.Г. Кучер, д-р техн. наук,
Г.Й. Зайончковський, д-р техн. наук
Національний авіаційний університет, м. Київ

ПРОГНОЗУВАННЯ РЕСУРСУ МАЛОГАБАРИТНИХ ПНЕВМАТИЧНИХ КЛАПАНІВ З ЕЛЕКТРОМАГНІТНИМ ПРИВОДОМ МЕТОДОМ АНАЛІЗУ НАЯВНИХ ВИПАДКОВИХ ПРОЦЕСІВ ПОШКОДЖУВАНОСТІ

На основании результатов исследований изменения технического состояния малогабаритных пневматических клапанов с электромагнитным приводом в процессе стендовых испытаний даются рекомендации по прогнозированию их ресурса на этапе проектирования.

Here are the results of the experimental studies of the change of the technical condition and functional parameters pneumatic valves with electromagnetic drive in the process of the wear-out of the resource.

Актуальність досліджень

Накопичений досвід розробки і експлуатації малогабаритних пневматичних клапанів з електромагнітним приводом для систем обладнання виробів авіакосмічної техніки свідчить, що особливостями їх функціонування є [1, 2]:

- циклічність спрацювання;
- імпульсний характер переміщення і контактування рухомої системи клапана з нерухомими елементами конструкції при спрацюванні.

Останнє призводить до того, що у зоні контактування деталі клапана зазнають впливу динамічних навантажень великої інтенсивності, внаслідок яких у матеріалі деталей виникають значні динамічні напруження. Це сприяє розвитку різних процесів утомленості та зношування в елементах і вузлах клапана, що призводить до їх руйнування після певного напрацювання в експлуатації. У більшості випадків ресурс клапана визначається міцністю його критичних елементів, що зазнають значних експлуатаційних навантажень.

Визначення ресурсних можливостей пневматичних клапанів з електромагнітним приводом зазвичай проводиться за результатами стендових випробувань. Такий спосіб встановлення і обґрунтування ресурсу клапанів є дуже витратним і тривалим за часом, а у зв'язку зі значним збільшенням необхідних ресурсів клапанів для сучасної авіакосмічної техніки надзвичайно актуальною стає задача зменшення обсягів стендових ресурсних випробувань за рахунок впровадження науково обґрунтованих мето-

дик прогнозування ресурсних можливостей клапанів на етапі їх проектування за результатами аналізу експлуатаційних змін технічного стану клапанів-аналогів і прискорених ресурсних випробувань клапанів, що проектуються. Одним з таких методів є метод прогнозування ресурсу технічних виробів на підставі аналізу випадкових процесів пошкоджуваності критичних елементів виробів.

Для наукового обґрунтування рекомендацій по визначенню ресурсних можливостей малогабаритних пневматичних клапанів з електромагнітним приводом у ЗАТ «Київському центральному конструкторському бюро арматуробудування (КЦКБА)» із залученням наукових спеціалістів Національного авіаційного університету було проведено цикл спеціальних теоретико-експериментальних досліджень з метою виявлення і моделювання основних деградаційних процесів, що мають місце при експлуатації клапанів, і впливу цих процесів на їх ресурсні можливості.

Задачі досліджень

1. Проведення аналізу фізичних процесів і відповідних змін технічного стану та основних функціональних параметрів пневматичних клапанів з електромагнітним приводом, які відбуваються під час циклічного функціонування внаслідок ударної контактної взаємодії рухомої частини клапана з нерухомими елементами його конструкції.

2. Визначення можливості використання імовірнісних моделей підсумовування пошкоджень для прогнозування зміни технічного стану і функціональних параметрів

клапана, яка відбувається внаслідок дії експлуатаційних навантажень, з урахуванням зазначених вище особливостей його циклічного функціонування.

3. Розроблення методики оцінювання імовірнісних характеристик відпрацювання клапаном встановленого ресурсу (імовірності відмови $P_{відм}$ клапана та її інтенсивності $\lambda_{відм}$ та ін. у залежності від кількості циклів спрацювання).

Об'єкт досліджень

Для дослідження було обрано пневматичний клапан з двопозиційним поляризованим електромагнітним приводом розробки КЦКБА, конструктивну схему якого наведено на рис. 1.

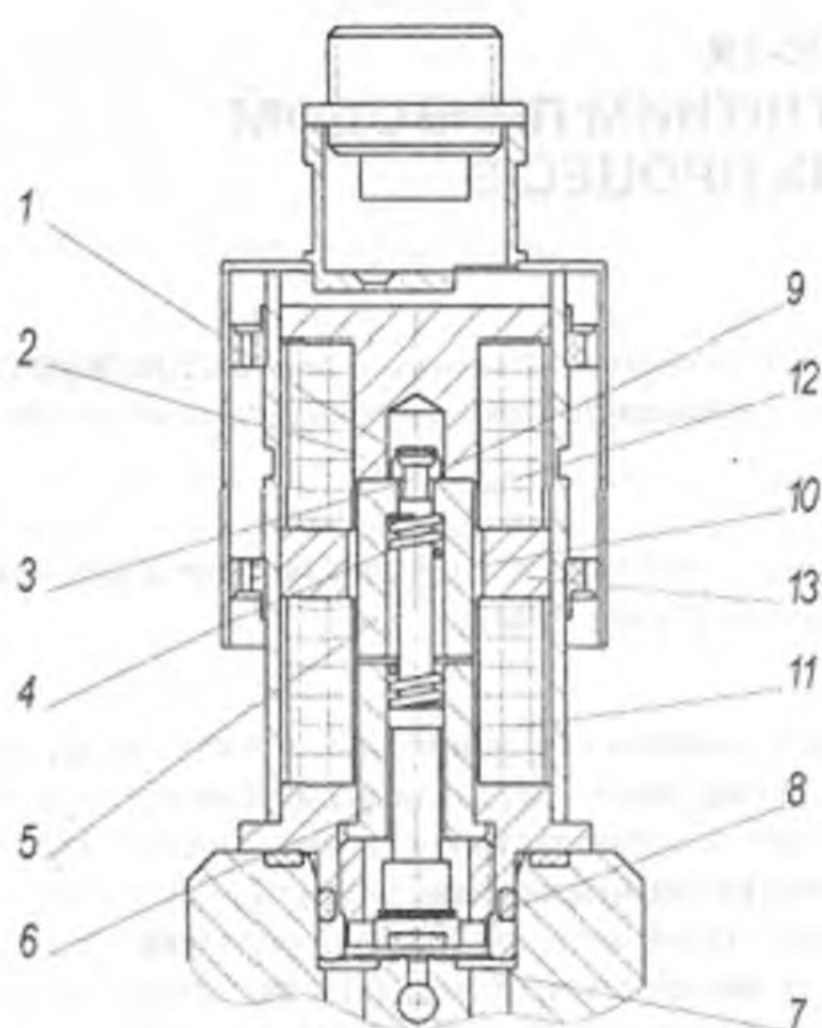


Рис. 1 Конструктивна схема клапана з двопозиційним електромагнітним приводом: 1 – головка штока; 2 – корпус електромагніта; 3 – шийка штока; 4 – буферна пружина; 5 – повзун (якір); 6 – нижній стоп; 7 – сідло; 8 – золотник; 9 – стопорна шайба; 10 – трубка розподільна; 11 – обмотка закриття; 12 – обмотка відкриття; 13 – постійний магніт.

Робота клапана здійснюється таким чином. У відкритому положенні золотник 8 утримується біля верхнього стопа корпусу електромагніта 2 силою магнітного потоку постійного магніту 13.

У разі подачі керуючого сигналу $U_{закр}$ на закриття клапана струм в обмотці 11 створює силу притягання в робочому зазорі між повзуном 5 і нижнім стопом 6 і ослаблює магнітний потік постійного магніта 13. Під дією цих сил повзун з рухомою частиною клапана переміститься до нижнього стопа. Але, внаслідок того, що величина ходу золотника менша, ніж величина робочого зазору, золотник сяде на сідло 7, а повзун, продовжуючи переміщення,

стисне буферну пружину 4 на величину зусилля герметизації, утворивши деякий зазор зі стопорною шайбою 9. Отже, робочий зазор між повзуном і верхнім стопом збільшився, а між повзуном і нижнім стопом зменшився; магнітний потік постійного магніта переорієнтовується до нижнього стопа, і при знятті сигналу $U_{закр}$ рухома частина клапана утримуватиме у нижньому (закритому) положенні золотник 8 притиснутим до сідла 7.

При подачі керуючого сигналу $U_{відкр}$ на відкриття клапана струм в обмотці 12 створює силу притягання у робочому зазорі між повзуном 5 і верхнім стопом корпусу електромагніта 2 і ослаблює магнітний потік постійного магніта 13. Під дією цих сил повзун, ударяючи по стопорній шайбі 9, переміститься до верхнього стопа і „відірве» золотник від сідла. Через те, що робочий зазор між повзуном і верхнім стопом зменшився, а між повзуном і нижнім стопом збільшився, магнітний потік постійного магніту перекладається до верхнього стопа, і при знятті сигналу $U_{відкр}$ рухома частина клапана утримуватиметься у верхньому (відкритому) положенні.

Особливістю клапана є використання в якості привода двопозиційного поляризованого електромагніта, який має наступні переваги у порівнянні з однопозиційним:

- менше споживання електроенергії;
- незначний розігрів обмоток електромагніта з огляду на короткочасність імпульсу (0,1–0,3 с);
- менші розміри обмоток електромагніта завдяки більш припустимій густині струму (30–200 А/мм²);
- підвищену надійність за рахунок того, що ізоляція обмотки не перегрівається і не знаходиться тривалий час під напругою;
- не боїться випадкових збоїв у подачі електроживлення, зберігаючи задане положення клапана у знеструмленому стані.

Крім того, у багатьох випадках імпульсне керування дозволяє спростити схеми керування електромагнітним клапаном, оскільки виключає необхідність самоблокування командних реле у схемах керування.

Аналіз результатів спеціальних ресурсних експериментальних досліджень клапанів з двопозиційним електромагнітним приводом

Для досліджень було обрано 5 серійних клапанів, які проходили ресурсні випробування на спеціальному стенді до повного вичерпання своїх ресурсних можливостей. У процесі випробувань періодично, через кожні 20 тис. циклів спрацювання, контролювалися основні функціональні параметри клапана (напруга $U_{відкр}$ і час $t_{відкр}$ відкриття клапана, напруга $U_{закр}$ і час $t_{закр}$ його закриття), проводився мікрообмір деталей клапана і визначався хід золотника $x_{зол}$. Було зроблено фотографії деталей клапанів після відмови, а також проведені дослідження поверхонь контактів та місць руйнувань елементів клапана.

Аналіз отриманих експериментальних даних показав, що при спрацюванні клапана з двопозиційним електромагнітним приводом мають місце наступні характерні процеси.

При відкритті клапана (переміщенні рухомої його частини від сідла) відбувається:

- ударне циклічне контактування повзуна 5 і шайби стопорної 9, що призводить до викришування внаслідок втоми торцевих поверхонь контакту і зміни відносного положення деталей 5 і 9;
- циклічне прикладення розподіленого імпульсного зусилля, нормального до площини контакту шайби стопорної і головки штока, що призводить до зміни форми деталей 9 і 3 внаслідок накопичення однобічних пластичних деформацій, зміни взаємного положення деталей та накопичення мікропошкоджень у матеріалі шийки штока 3;
- ударне циклічне контактування повзуна 5 і верхнього стопа 2, що призводить до деградації макрорельєфу контактуючих поверхонь деталей 5 і 2.

При закритті клапана (переміщенні рухомої його частини до сідла) відбувається:

- ударне циклічне контактування золотника 8 і сідла 7, що призводить до деградації макрорельєфу поверхонь ущільнення на золотнику;
- ударне циклічне контактування повзуна 5 і нижнього стопа 6, що призводить до деградації торцевих поверхонь контакту деталей 5 і 6.

Крім того, у процесі зворотно-поступального руху рухомої частини клапана має місце процес зносу циліндричних поверхонь повзуна 5 і розподільної трубки 10, та внутрішньої поверхні нижнього стопа 6 і штока. Внаслідок цього відбувається поступова деградація мікрорельєфу поверхонь тертя, накопичення продуктів зношування у порожнині приводу і збільшення сил тертя.

У результаті проведених досліджень було виявлено, що у процесі відпрацювання ресурсу має місце деформація елементів конструкції рухомої частини клапана (рис. 2, 3 і 4). Суттєво змінюється взаємне положення повзуна 5, стопорної шайби 9 і штока 3 через утворення кільцевої канавки на торцевій поверхні повзуна (c'') та пластичної деформації деталей 3 і 9 на величину c' (рис. 5), що призводить до зменшення ходу золотника на величину $\Delta x_{\text{зол}} = c' + c''$, а також збільшується довжина камери під буферну пружину 4, що призводить до зменшення встановлювального і робочого зусилля пружини.



Рис. 2. Зміна стану контактної поверхні повзуна з стопорною шайбою.



Рис. 3. Пластична деформація стопорної шайби та голівки штока.



Рис. 4. Стан штока до та після напрацювання ресурсу.

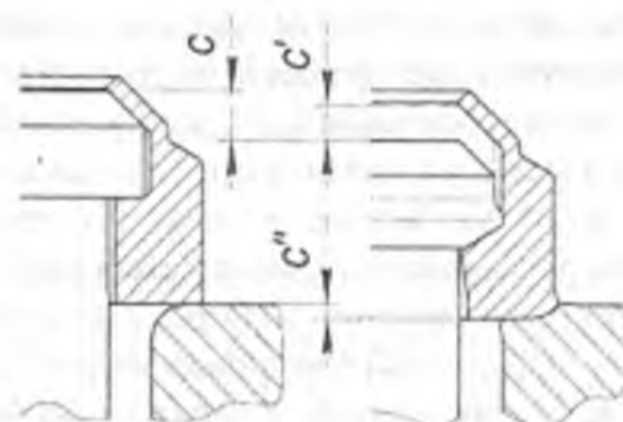


Рис. 5. Зміна форми голівки штока і стопорної шайби у процесі напрацювання ресурсу клапана.

До повної відмови клапана призводить руйнування шийки штока 3 внаслідок втоми матеріалу і розвитку мікротріщин.

За результатами отриманих експериментальних даних були виявлені залежності зміни функціональних параметрів клапана і ходу його золотника (рис. 6) від кількості циклів спрацювання.

Наведені результати ресурсних досліджень свідчать, що критичним параметром функціонування клапану є хід золотника $x_{\text{зол}}$, а елементом, що лімітує ресурсні можливості клапана є шийка штока. Виявлено кореляційну залежність між руйнуванням шийки штока і зменшенням ходу золотника клапана: зменшення ходу штока до 0,1 мм у більшості випадків супроводжується руйнуванням шийки штока.

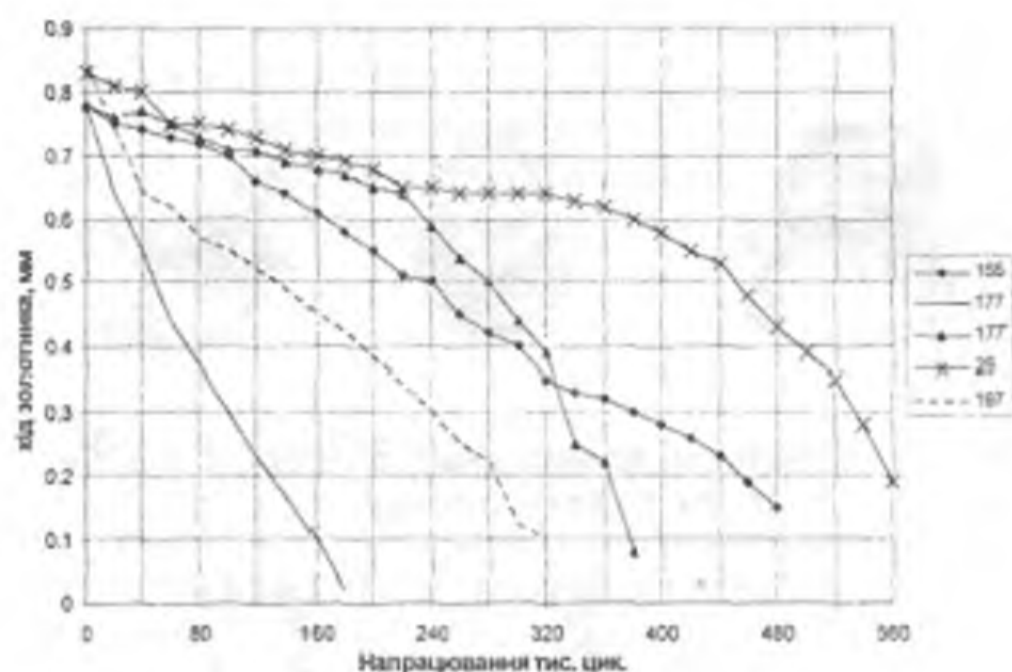


Рис. 6. Залежності зміни ходу золотника клапана від кількості циклів спрацювання.

Імовірнісні моделі оцінки і прогнозування ресурсних можливостей клапану

Для моделювання експлуатаційних змін технічного стану електромагнітних клапанів у процесі відпрацювання ресурсу використовувалися засновані на центральній граничній теоремі ймовірнісні моделі підсумовування пошкоджень, основні положення яких розроблено у роботах [1, 2] і розвинуто для оцінки ресурсних можливостей електромагнітних клапанів у роботі [3].

Відмічається, що, з фізичної точки зору, процеси пошкоджуваності в елементах і вузлах електромагнітних клапанів пов'язані з накопиченням невідновних пластичних деформацій, розвитком процесів утомленості, зносу, наклепу та іншими незворотніми змінами технічного стану клапанів. На розвиток цих процесів пошкоджуваності, у свою чергу, впливають зовнішні випадкові фактори – зміни умов роботи та параметрів навантаження деталей клапанів у процесі експлуатації. Під час дії кожного одиничного випадкового чи регулярного навантаження відбувається елементарний акт накопичення у матеріалі деталей клапана невідновних деформацій (прирошення пошкоджуваності), величина і характер якого є випадковою функцією механічних характеристик матеріалу, величин напружень, числа циклів та інших факторів. Процес накопичення пошкоджень у цьому випадку розглядається як результат статистичного підсумовування великого числа рівномірно малих мікрострибків елементарних незалежних пошкоджуваностей.

Позначимо через B_i величину пошкоджуваності в i -му елементарному циклі. Тоді за n циклів величина накопиченої пошкоджуваності B_n^Σ виразиться сумою

$$B_n^\Sigma = \sum_{i=1}^n B_i \tag{1}$$

У виразі (1) величини n , B_i і B_n^Σ випадкові. За деякий період часу, коли n досить велике, згідно центральної граничної теореми і зроблених припущень про характер навантажень накопичена пошкоджуваність B_n^Σ збігається

до нормального розподілу. Такий процес накопичення пошкоджуваностей можна розглядати як випадковий з незалежними приращеннями, побудований по типу марковської послідовності.

У процесі накопичення пошкоджуваності в елементах і вузлах електромагнітних клапанів можна розглядати і непрямі параметри, які достатньо добре відтворюють характер зміни основних фізичних процесів пошкоджуваності матеріалу деталей, наприклад, зміну ходу золотника клапана з двопозиційним електромагнітним приводом у процесі експлуатації. У цьому випадку характеристики випадкового процесу пошкоджуваності також можуть бути визначені, досліджені і прогнозовані статистичними методами.

Слід відзначити, що в якості критеріїв втомленого руйнування деталей технічних виробів у інженерних розрахунках широко використовуються деформаційні та енергетичні критерії [4, 5]. Їх відмінність полягає у тому, що у першому випадку пошкоджуваність від утоми обумовлена процесами, пов'язаними з циклічним деформуванням, а у другому — з незворотнім розсіюванням енергії.

Використання деформаційних критеріїв втомленого руйнування дозволяє більш ґрунтовно підійти до гіпотези підсумовування пошкоджуваностей від утоми. Найбільш прийнятливою є лінійна гіпотеза підсумовування пошкоджуваностей, відповідно до якої сума пошкоджуваностей B_i , які у цьому випадку є відносними довговічностями, дорівнює одиниці.

$$\sum_{i=1}^n B_i = \sum_{i=1}^n \frac{n_i}{N_i(\sigma_i, \alpha_r)} = 1, \tag{2}$$

де n_i — число циклів напружень за напруженням σ_i ; N_i — довговічність для цього ж рівня напруження у випадку стаціонарного навантаження; α_r — параметр, що характеризує статистичне розсіювання властивостей міцності матеріалу деталі.

У кожному окремому циклі навантаження випадкова величина пошкоджуваності може приймати різні значення, обумовлені різною інтенсивністю силових впливів та розсіюванням статистичних властивостей матеріалу. Однак під час кожного спрацювання клапана у процесі навантаження є відома частка регулярності. Чим вища якість матеріалу деталей та конструкції клапана, тим менший розкид характеристик та діючих навантажень у кожному циклі, а з цим і менше розсіювання пошкоджуваностей. Це дозволяє припустити, що ці випадкові величини пошкоджуваності підкоряються одному і тому самому закону розподілу. Для статистично незалежних пошкоджуваностей за цикл описаний процес є однорідним випадковим процесом з незалежними приращеннями.

Імовірнісні характеристики закону розподілу пошкоджуваностей можна визначити за допомогою усереднення імовірнісних характеристик за k циклів навантаження. Відзначимо два типи випадкових процесів (послідовностей), що використовуватимуться надалі. Це, по-перше, вихідний процес виникнення елементарних пошкоджуваностей в елементах клапана

$$B'(t_1), B'(t_2), \dots, B'(t_n)$$

і породжений ним процес накопиченої пошкоджуваності

$$\begin{aligned} B^\Sigma(t_1) &= B'(t_1), \\ B^\Sigma(t_2) &= B'(t_1) + B'(t_2), \\ &\dots, \\ B^\Sigma(t_n) &= \sum_{i=1}^n B'(t_i). \end{aligned}$$

Перший з цих процесів також називається прирощенням процесу накопиченої пошкоджуваності, тому що

$$B^\Sigma(t_i) - B^\Sigma(t_{i-1}) = B'(t_i), \quad i = \overline{1, n}.$$

Таким чином, для процесу накопиченої пошкоджуваності за n циклів навантаження можна записати

$$\begin{aligned} B^\Sigma(t_n) &= \sum_{i=1}^n B^\Sigma(t_i) - B^\Sigma(t_{i-1}) = \sum_{i=1}^n B'(t_i); \\ B^\Sigma(t_0) &= 0, \end{aligned} \quad (3)$$

де $B'(t)$ і $B^\Sigma(t)$ — випадкові процеси пошкоджуваності та накопиченої пошкоджуваності.

У випадку, коли замість процесів розглядають випадкові послідовності, співвідношення (3) приймає вигляд

$$B_n^\Sigma = \sum_{i=1}^n B_i', \quad (4)$$

де B_i' і B_n^Σ — випадкові величини пошкоджуваності за цикл і накопиченої пошкоджуваності.

Використовуючи гіпотезу лінійного підсумовування пошкоджень у неперервному часі, отримуємо наступну залежність між цими процесами:

$$B^\Sigma(t) = \int_0^t B'(t) dt. \quad (5)$$

З фізичної точки зору, процес $B'(t)$ являє собою миттєву швидкість зміни пошкоджуваності. Для процесів (3) і послідовностей (4) цей процес є середньою лінійною швидкістю зміни пошкоджуваності за цикл. Надалі штрих у позначенні величини B_i' буде опускатися; для пошкоджуваності за цикл прийнято позначення B_i чи B_i' , а для накопиченої пошкоджуваності — B_n^Σ .

Імовірнісні моделі підсумовування незалежних випадкових пошкоджуваностей

У розглянутій вище моделі (4) накопичена пошкоджуваність є сумою великого числа незалежних випадкових величин, що характеризують елементарні пошкодження, які у своїй сукупності підпорядковані єдиному закону розподілу $F(B)$, що не обов'язково повинен мати нормальний характер. До таких послідовностей відносяться процеси пошкоджуваності з сильним перемішуванням. При

цьому накопичена сума, відповідно до центральної граничної теореми, задовільно апроксимується нормальним розподілом. Для оцінки числових характеристик пошкоджуваності за n циклів, якщо відомі значення елементарних пошкоджуваностей за кожен цикл навантаження, можна скористатися формулами для оцінки математичного очікування та вибіркової дисперсії

$$m = M[B]; \quad S^2 = D[B] = M[(B - m)^2].$$

Математичне очікування m_n і дисперсію S_n^2 накопиченої пошкоджуваності B_n^Σ можна визначити за формулами

$$m_n = \sum_{i=1}^n m_i = nm; \quad S_n^2 = \sum_{i=1}^n S_i^2 = nS^2, \quad (6)$$

де m, S^2 — середнє математичне очікування і дисперсія пошкоджуваності за цикл.

Щільність і функція розподілу сумарної пошкоджуваності визначаються як

$$f_{B_n^\Sigma}(B_n^\Sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi nS^2}} \exp\left(-\frac{(B_n^\Sigma - nm)^2}{2nS^2}\right); \quad (7)$$

$$F_{B_n^\Sigma} = \Phi\left(\frac{B_n^\Sigma - nm}{\sqrt{nS}}\right). \quad (8)$$

Крім імовірнісних характеристик пошкоджуваності можна визначити і імовірнісні характеристики надійності деталі (конструктивного елемента) клапана, зокрема, імовірнісні характеристики числа циклів до граничного стану (руйнування) деталі. Для незворотніх процесів умову руйнування можна записати у вигляді $B_n^\Sigma > B_0^\Sigma$, де B_0^Σ — граничний рівень пошкоджуваності деталі. Тоді, за заданим граничним ступенем пошкоджуваності B_0^Σ , імовірність числа циклів до руйнування деталі клапана буде дорівнювати ймовірності перевищення накопиченою пошкоджуваністю B_n^Σ гранично допустимого рівня B_0^Σ :

$$\begin{aligned} F_n(n) &= P_{\text{руйн}} = P(N < n) = P(B_n^\Sigma > B_0^\Sigma) = \\ &= \int_{B_0^\Sigma}^{\infty} f_{B_n^\Sigma}(B_n^\Sigma) dB_n^\Sigma = 1 - \Phi\left(\frac{B_0^\Sigma - nm}{\sqrt{nS}}\right). \end{aligned} \quad (9)$$

Аналогічно визначається й імовірність неруйнування деталі клапана:

$$\begin{aligned} P_{\text{неруйн}} &= P(N > n) = P(B_n^\Sigma < B_0^\Sigma) = \\ &= \int_{-\infty}^{B_0^\Sigma} f_{B_n^\Sigma}(B_n^\Sigma) dB_n^\Sigma = 1 - P_{\text{руйн}}. \end{aligned} \quad (10)$$

Щільність розподілу чисел циклів до руйнування знаходиться диференціюванням виразу (9)

$$f_n(n) = \frac{dF_n(n)}{dn} = \frac{1}{\sqrt{2\pi n S^2}} \frac{B_0^\Sigma + nm}{2n} \exp\left(-\frac{(B_0^\Sigma - nm)^2}{2n S^2}\right) \quad (11)$$

Використовуючи відомі співвідношення [6], можна визначити ряд числових характеристик цього розподілу. Зокрема, вирази для математичного очікування, дисперсії і коефіцієнта варіації чисел циклів до досягнення критичного стану (руйнування) деталі клапана матимуть такий вигляд

$$m_{кр} = \int_0^\infty n f_n(n) dn = \frac{B_0^\Sigma}{m} + \frac{S^2}{2m^2};$$

$$S_{кр}^2 = \frac{B_0^\Sigma S^2}{m^3} + \frac{5 S^4}{4 m^4};$$

$$V_{кр} = \frac{S_{кр}}{m_{кр}} = \frac{S}{\sqrt{m}} \frac{\sqrt{B_0^\Sigma + \frac{5 S^2}{4 m}}}{B_0^\Sigma + \frac{S^2}{2m}} \quad (12)$$

Перші дві числові характеристики розподілу числа циклів деталі клапана до руйнування можна використовувати при ідентифікації процесу пошкоджуваності, якщо відома статистика відмов елементів клапана. Для цього проводиться оцінка $m_{кр}$ і $S_{кр}^2$ і, відповідно до методу моментів, визначаються характеристики процесу (последовності) пошкоджуваності за формулами

$$m = \frac{P_0(4m_{кр} + \sqrt{m_{кр}^2 + 3S_{кр}^2})}{5m_{кр}^2 - S_{кр}^2};$$

$$S^2 = P_0^2 \frac{8m_{кр} + 2\sqrt{m_{кр}^2 + 3S_{кр}^2}}{5m_{кр}^2 - S_{кр}^2} \times \left(\frac{m_{кр}(4m_{кр} + \sqrt{m_{кр}^2 + 3S_{кр}^2})}{5m_{кр}^2 - S_{кр}^2} - 1 \right) \quad (13)$$

При відомих функції і щільності розподілу чисел циклів до руйнування (9), (11) можна також визначити інтенсивність відмов за формулою

$$\lambda_n(n) = \frac{f_n(n)}{1 - F_n(n)}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi n S^2}} \frac{B_0^\Sigma + nm}{2n} \exp\left(-\frac{(B_0^\Sigma - nm)^2}{2n S^2}\right) \cdot \Phi\left(\frac{B_0^\Sigma - nm}{\sqrt{n} S}\right) \quad (14)$$

На рис. 7 наведено типові ймовірнісні характеристики чисел блок-циклів $n_{\text{вн}}$ спрацювання клапана (1 блок-цикл дорівнює 20000 спрацювань клапана) до досягнення граничного стану критичного елемента клапана, побудовані за параметрами процесу $m = 0.01$, $S = 0.01:0.01:0.05$. Ці характеристики описують процеси поступового накопичення пошкоджуваностей у критичному елементі клапана, тому спочатку мають характерну зону з низькою (практично нульовою) вірогідністю відмови. Наведені ймовірнісні характеристики найбільш повно відображують фізичну сутність розглянутих процесів поступової деградації матеріалу деталі клапана.

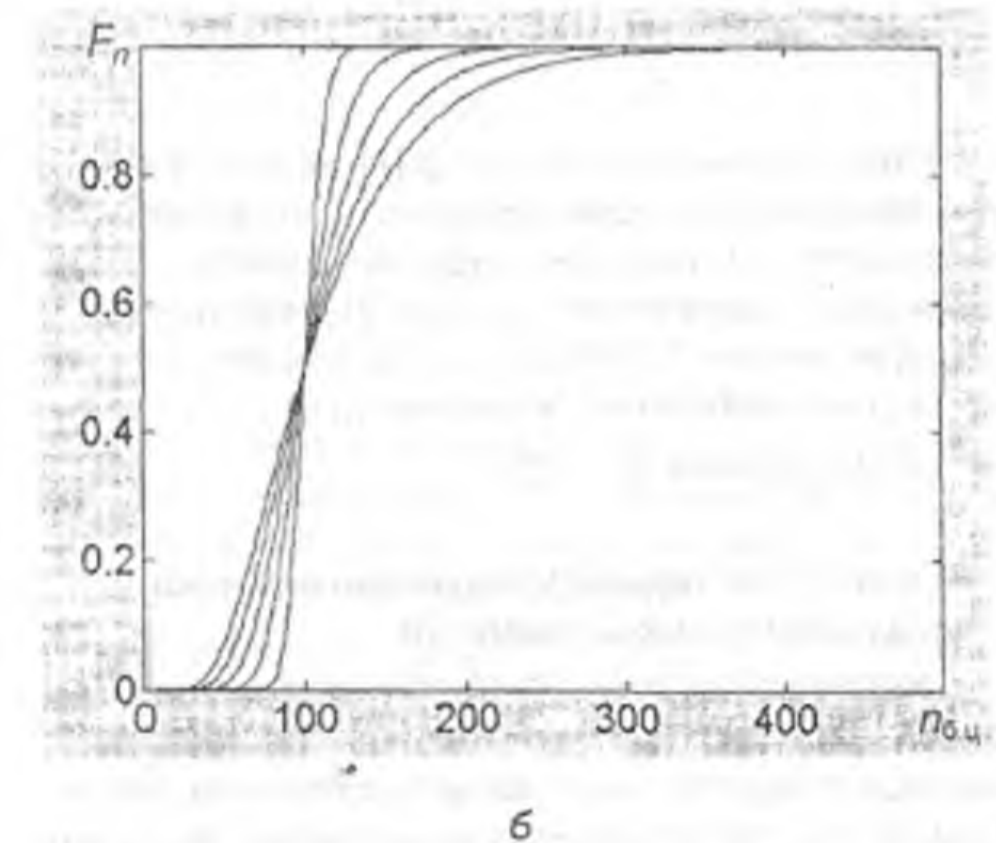
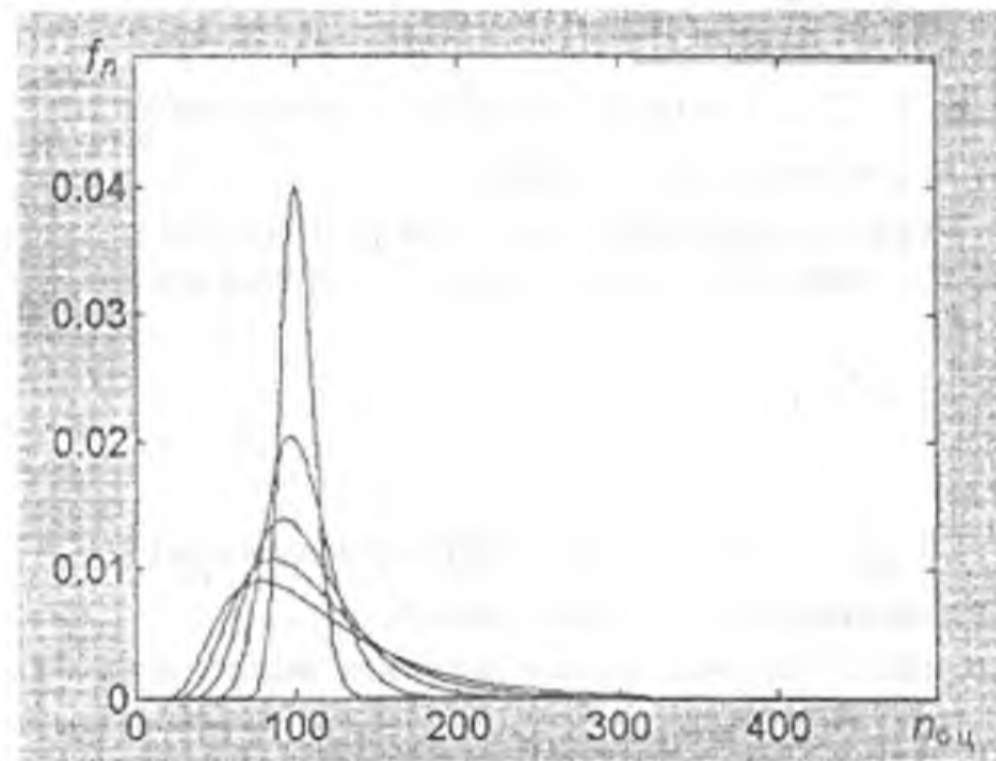


Рис. 7. Типові залежності щільності (а) і функції (б) розподілу числа блок-циклів навантаження критичного елемента клапана до руйнування.

Таким чином, у випадку реалізації незалежних, близьких до нормальних випадкових пошкоджуваностей за цикл, наведені вище співвідношення (12)—(14) дозволяють оцінити основні ймовірнісні характеристики накопиченої пошкоджуваності та чисел циклів елемента клапана до руйнування, за якими накопичена пошкоджуваність перевищує критичний рівень B_0^Σ .

Ймовірнісні моделі підсумовування залежних випадкових пошкоджуваностей

Розглянуті вище моделі ймовірнісного підсумовування пошкоджень призначені для знаходження ймовірнісних характеристик сум незалежних випадкових величин пошкоджень. Однак, між пошкодженнями в i та j циклах можуть існувати кореляційні зв'язки, що можуть суттєво впливати на характер зміни ймовірнісних характеристик накопиченої пошкоджуваності та інших характеристик міцнісної надійності клапана.

Природу цих зв'язків можна встановити шляхом аналізу впливу кожної з випадкових складових σ, α, n функцій пошкоджуваності. У загальному випадку, кожний з вихідних параметрів можна умовно зобразити у вигляді суми двох незалежних складових, з яких одна відображає залежність, а друга — незалежність між пошкодженнями елемента клапана в i та j циклах. У першому випадку пошкодження B_i і B_j за цими параметрами є залежними, у другому — незалежними випадковими величинами. Так, наприклад, параметр, що визначає ймовірнісні властивості конструктивного матеріалу деталі можна цілком віднести до першої групи, тому що ймовірнісні характеристики міцності конструктивного матеріалу зумовлені його внутрішньою структурою і, частково, особливостями конструкції деталі і не залежать від номера циклу, а параметри навантаження і блок-циклу (відносної тривалості дії режиму) більш відносяться до другої групи, виходячи з того, що на параметри навантаження впливає низка незалежних випадкових факторів. Слід зазначити, що під час оцінювання впливу систематичних похибок у зміні параметрів і помилок методів розрахунку на ймовірнісні характеристики накопиченої пошкоджуваності ці параметри визначатимуть залежність між пошкодженнями елемента клапана.

Розглянемо феноменологічну модель накопичення пошкоджуваностей у критичному елементі клапана, у якій випадковий процес побудований за типом марковської послідовності і із залежними прирощеннями

$$B_n^\Sigma = \sum_{i=1}^n B_i, \quad (15)$$

де B_i — випадкова пошкоджуваність елемента клапана в i -ому циклі.

Величину кореляційного зв'язку між пошкодженнями в i -му і j -му циклах, а також інші ймовірнісні характеристики пошкоджуваності елемента клапана за цикл можна оцінити за допомогою відомих статистичних методів та розглянутого вище підходу. Тільки у цьому випадку у виразах для моментних характеристик враховуються

фактори чи складові факторів, що встановлюють кореляційні зв'язки між пошкодженнями i -го та j -го циклів шляхом введення параметра $k_{B_i, B_j} = M[B_i, B_j]$ — кореляційного моменту між B_i і B_j .

У загальному ж випадку пошкоджуваності елемента клапана за цикл є залежними випадковими величинами. Тому для числових характеристик накопиченої пошкоджуваності можна записати наступні співвідношення

$$m_n = \sum_{i=1}^n m_i; \quad (16)$$

$$S_n^2 = \sum_{i=1}^n S_i^2 + 2 \sum_{i < j} r_{ij} S_i S_j, \quad (17)$$

де m_i, S_i ($i = \overline{1, n}$) — математичні очікування і середні квадратичні відхилення пошкоджуваностей в i -ому циклі;

$r_{ij} = \frac{k_{B_i, B_j}}{S_i S_j}$ — коефіцієнт кореляції випадкових величин B_i і B_j .

Коли випадкові величини пошкоджуваностей за цикл у своїй сукупності підпорядковані єдиному закону розподілу ймовірностей $F_n(B)$, то його вигляд може бути довільним з кінцевими значеннями математичного очікування m та дисперсії S^2 .

Для досить великого n , відповідно до центральної граничної теореми, закон розподілу суми слабо залежних випадкових пошкоджень буде близьким до нормального. Якщо між усіма пошкодженнями B_i і B_j ($i, j = \overline{1, n}, i \neq j$) існує зв'язок з постійним коефіцієнтом кореляції $r_{ij} = r$, то вирази (16 і 17) набудуть вигляду

$$m_n = \sum_{i=1}^n m_i = nm; \quad (18)$$

$$S_n^2 = \sum_{i=1}^n S_i^2 + 2 \sum_{i < j} r_{ij} S_i S_j = S_n^2 (1 + (n-1)r). \quad (19)$$

Щільність і функція розподілу накопиченої пошкоджуваності у цьому випадку будуть дорівнювати

$$f_{B_n^\Sigma}(B_n^\Sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi S^2 n (1 + (n-1)r)}} \exp\left(-\frac{(B_n^\Sigma - nm)^2}{2S^2 n (1 + (n-1)r)}\right); \quad (20)$$

$$F_{B_n^\Sigma}(B_n^\Sigma) = \Phi\left(\frac{B_n^\Sigma - nm}{S\sqrt{n(1 + (n-1)r)}}\right). \quad (21)$$

Крім ймовірнісних характеристик сумарної пошкоджуваності, можна визначити і ймовірнісні характери-

ки довговічності елемента клапана, зокрема, ймовірнісні характеристики чисел циклів до його руйнування.

Для заданого граничного ступеня пошкоджуваності елемента клапана B_0^Σ ймовірність того, що випадкова величина числа циклів до появи відмови N менше n , дорівнює ймовірності перевищення накопиченою пошкоджуваністю B_n^Σ припустимого рівня B_0^Σ

$$P(N < n) = P(B_n^\Sigma > B_0^\Sigma) = \int_{B_0^\Sigma}^{\infty} f_{B_n^\Sigma}(B_n^\Sigma) dB_n^\Sigma = 1 - \Phi\left(\frac{B_0^\Sigma - nm}{S\sqrt{n(1+(n-1)r)}}\right) \quad (22)$$

Щільність розподілу чисел циклів $f_n(n)$ до руйнування визначиться як

$$f_n(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi S^2 n(1+(n-1)r)}} \times \exp\left(-\frac{(B_0^\Sigma - nm)^2}{2S^2 n(1+(n-1)r)}\right) \times \frac{B_0^\Sigma(1-r+2nr) + nm(1-r)}{2n(1+(n-1)r)} \quad (23)$$

Ці вирази дають можливість розрахувати ймовірнісні характеристики накопиченої пошкоджуваності та ймовірнісні характеристики надійності елемента клапана за довільним постійним коефіцієнтом кореляції між пошкоджуваностями у різних циклах. За допомогою виразів (22) і (23) можна також знайти ймовірнісні характеристики чисел циклів до руйнування елемента клапана, приймаючи

$B_0^\Sigma = 1$, якщо пошкоджуваність — відносна довговічність. Формула (21) дозволяє визначити ймовірність руйнування $P_{руйн}$ та ймовірність неруйнування $P_{неруйн}$ елемента клапана для заданого числа циклів спрацьовування клапана за допомогою підстановки $B_n^\Sigma = B_0^\Sigma$:

$$P_{руйн} = 1 - P_{неруйн} F_n(B_0^\Sigma) \quad (24)$$

Використовуючи формули (9) і (21), можна також знайти гамма-процентний ресурс елемента клапана, тобто граничне число циклів n_p для заданої ймовірності руйнування (неруйнування) елемента

$$\frac{B_0^\Sigma - m n_p}{S n_p} = \alpha = \Phi^{-1}(1 - P_{руйн}) = \Phi^{-1}(P_{неруйн}) \quad (25)$$

Звідси n_p визначається через розв'язання квадратного рівняння

$$a \cdot n_p^2 - b \cdot n_p + c = 0, \quad (26)$$

де $a = m^2 - \alpha S^2 r$; $b = 2mB_0^\Sigma + (1-r)\alpha^2 S^2$; $c = (B_0^\Sigma)^2$.

Якщо $r = 0$, то вирази для ймовірнісних характерис-

тик накопиченої пошкоджуваності й чисел циклів до руйнування елемента клапана збігаються з формулами (9) – (11) і (13), що були отримані для аналогічних характеристик сум незалежних випадкових пошкоджуваностей.

Розглянемо один окремих випадок процесу накопичення пошкоджуваностей для випадку наявності повного кореляційного зв'язку між пошкоджуваностями окремих циклів ($r = 1$). Формулу (19) у цьому випадку можна привести до вигляду

$$S_n^2 = \sum_{i=1}^n S_i^2 + 2 \sum_{i < j} S_i S_j = \left(\sum_{i=1}^n S_i\right)^2 = n^2 S^2 \quad (27)$$

Використовуючи вирази для математичного очікування (18) і дисперсії (27), для ймовірнісних характеристик накопиченої пошкоджуваності й чисел циклів до досягнення процесом заданої пошкоджуваності B_0^Σ будемо мати

$$f_{B_n^\Sigma}(B_n^\Sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi n S}} \exp\left(-\frac{(B_n^\Sigma - nm)^2}{2n^2 S^2}\right); \quad (28)$$

$$F_{B_n^\Sigma}(B_n^\Sigma) = \Phi\left(\frac{B_n^\Sigma - nm}{nS}\right); \quad (29)$$

$$f_n(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi S^2 n^2}} \exp\left(-\frac{(B_0^\Sigma - nm)^2}{2S^2 n^2}\right) \times \frac{B_0^\Sigma}{n}; \quad (30)$$

$$F_n(n) = 1 - \Phi\left(\frac{B_0^\Sigma - nm}{Sn}\right) \quad (31)$$

До визначення ймовірнісних характеристик пошкоджуваності елементів клапана можна підійти і з іншого боку. Як відзначалося раніше, елементарні пошкоджуваності B_i підпорядковані єдиному закону розподілу пошкоджуваності за цикл $F_1(B)$, що у розглянутому випадку можна трактувати як закон розподілу середньої лінійної швидкості ω зміни накопиченої пошкоджуваності. Траєкторії цього процесу мають вигляд прямих ліній, що виходять з початкової точки під кутами, тангенси яких розподілені за законом $F_\omega(\omega) = F_1(B)$. Очевидно, число циклів (або час t) до перетинання процесом рівня B_0^Σ можна визначити як

$$t = B_0^\Sigma / \omega = \varphi(\omega).$$

Якщо закон $F_\omega(\omega)$ нормальний, то, використовуючи формулу для знаходження щільності ймовірності розподілу від складної функції, маємо

$$f_t(t) = f_\omega\left(\frac{B_0^\Sigma}{t}\right) \frac{B_0^\Sigma}{t^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi S t^2}} \exp\left(-\frac{(B_0^\Sigma - mt)^2}{2t^2 S^2}\right); \quad (32)$$

$$F_t(t) = \int_0^t f_{\omega}(t) dt = 1 - F_{\omega}\left(\frac{B_0^{\Sigma}}{t}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{B_0^{\Sigma} - mt}{St}\right). \quad (33)$$

Ці вирази для щільності і функції розподілу ймовірностей часу досягнення процесом заданого ступеня пошкоджуваності B_0^{Σ} , як і слід було очікувати, збігаються з формулами (30), (31) у разі заміни t на n .

Розглянутий приклад наочно свідчить, що другий спосіб перетворення ймовірнісних характеристик при $r = 1$ набагато простіший і може використовуватися для випадкових величин з будь-якими вихідними законами розподілу пошкоджуваності за цикл.

На рис. 8 і 9 зображено моделі підсумовування пошкоджуваностей для залежних випадкових пошкоджуваностей за цикл. На рис. 8 показано траєкторії зміни накопиченої пошкоджуваності у разі незначної кореляційної залежності між пошкоджуваностями $r \ll 1$, а на рис. 9 – у разі повного кореляційного зв'язку.

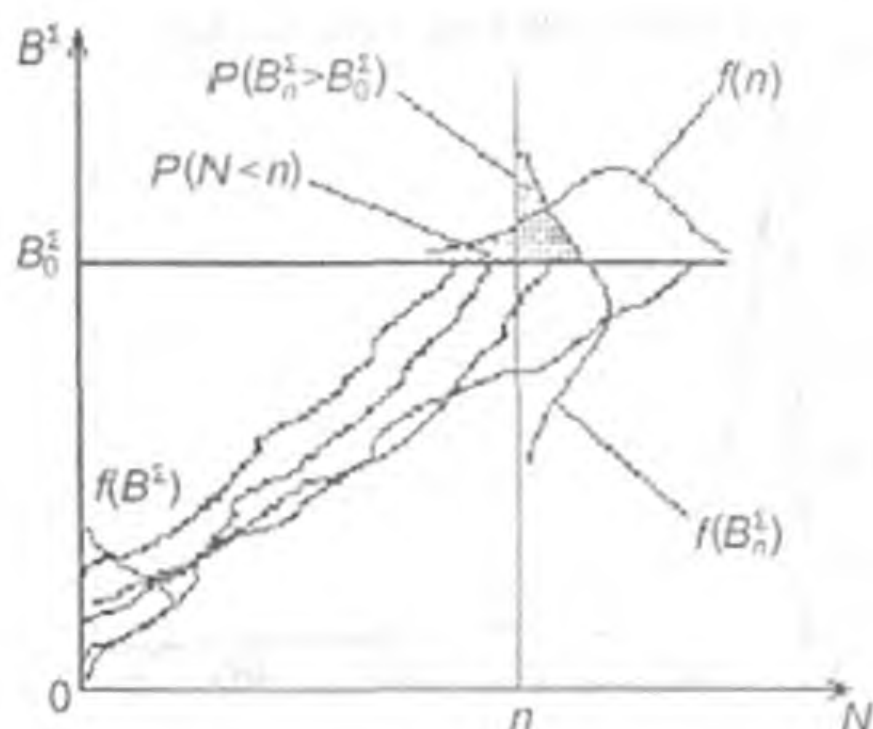


Рис. 8. Модель підсумовування пошкоджуваностей за $r \approx 0$.

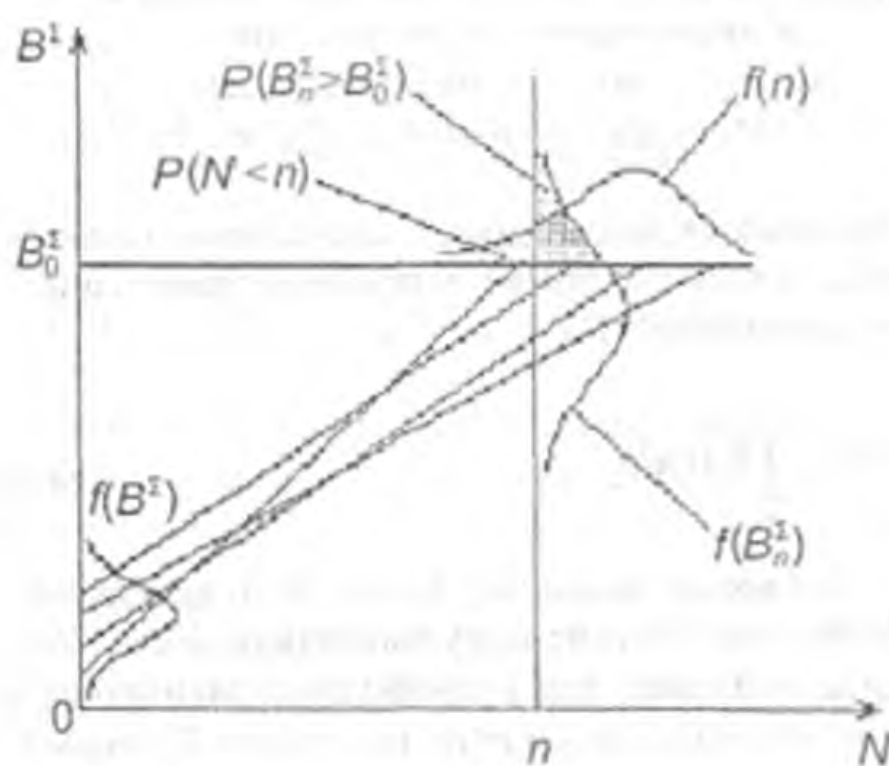


Рис. 9. Модель підсумовування пошкоджуваностей за $r = 1$.

На рис. 10 показано щільності й функції розподілу ймовірностей чисел блок-циклів до перетинання заданого рівня пошкоджуваності при $S = 0,01$ та різних коефіцієнтах кореляції $r = 0; 0,2; 1$.

Розглянемо шлях узагальнення отриманих результатів на випадок, коли пошкоджуваність є стаціонарним випадковим процесом (послідовністю) з нормованою кореляційною функцією

$$r_{ij} = r(j - i) = r(k) \neq \text{const}, \text{ де } k = j - i.$$

Вираз для дисперсії S_n при цьому набуває вигляду

$$S_n^2 = S^2 \left(n + 2 \sum_{i < j} r_{ij} \right) = S^2 \left(n + 2 \sum_{k=1}^{n-1} (n-k)r(k) \right). \quad (34)$$

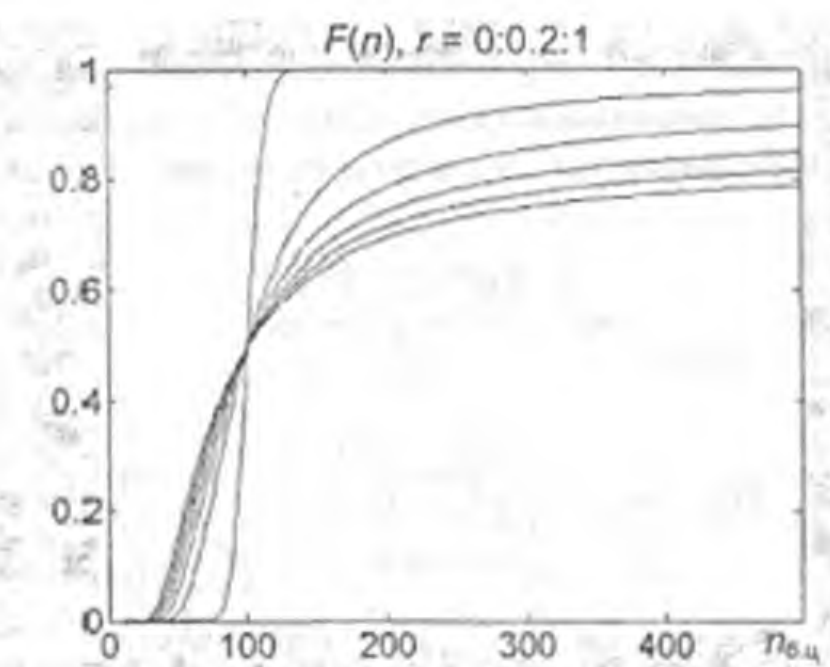
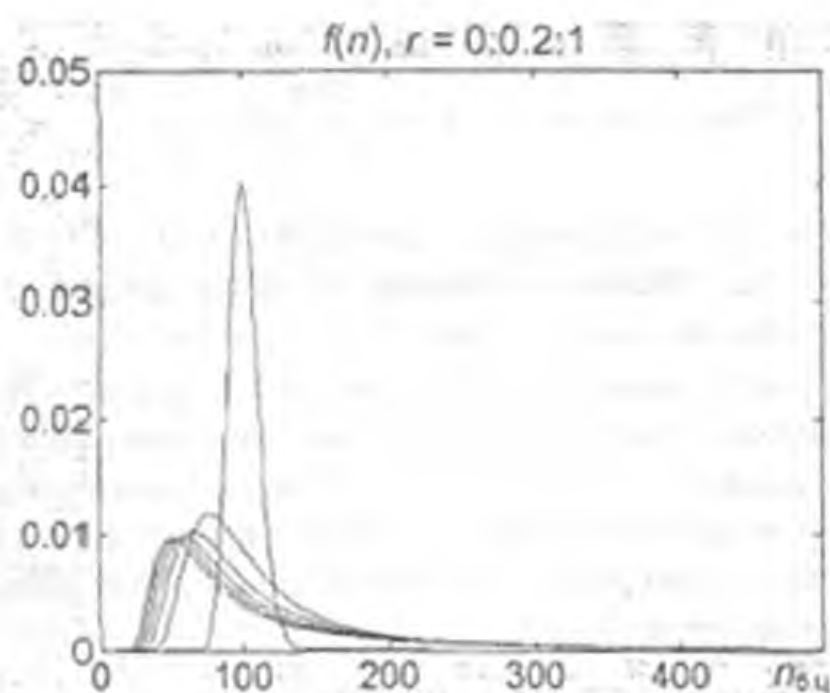


Рис. 10. Щільності (а) та функції (б) розподілу чисел блок-циклів до руйнування елемента клапана за $r = 0; 0,2; 1$.

Використовуючи формулу (34), можна одержати конкретні вирази для дисперсії накопиченої пошкоджуваності у ряді цікавих для практики випадків. Зокрема, якщо

$$r_{ij} = \exp(-\alpha |j - i|), \text{ то} \quad (35)$$

$$S_n^2 = S^2 \left(n + 2 \frac{nx}{1-x} \left(1 - \frac{1-x^n}{n(1-x)} \right) \right), \quad (36)$$

де $x = \exp(-\alpha)$.

З фізичної точки зору, формула (36) призначена для стаціонарних процесів, у яких кореляційні зв'язки між пошкодженнями з часом згасають.

Враховуючи, що коефіцієнти кореляції r_{ij} між пошкодженнями в i -ому і j -ому циклах через вплив стохастичних властивостей матеріалу позитивні і більше деякої величини r , для загального аналізу представляють інтерес процеси з кореляційними функціями вигляду

$$r_{ij} = r + (1-r)\exp(-\alpha |j-i|). \quad (37)$$

Отже, дисперсія накопиченої пошкоджуваності матиме вигляд

$$S_n^2 = S^2 (n(1+(n-1)r) + (1-r) \frac{2nx}{1-x} \left(1 - \frac{1-x^n}{n(1-x)} \right)). \quad (38)$$

За наявності кореляційних функцій складнішого вигляду вирази для числових імовірнісних характеристик стосовно до марковських процесів розглянемо нижче.

Використовуючи формули для параметрів m_n (16) і S_n^2 (17), можна визначити й імовірнісні характеристики надійності клапана. Зокрема, загальна формула для щільності розподілу чисел циклів до руйнування критичного елемента клапана для процесів з експонентною кореляційною функцією набуде вигляду

$$f_n(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(B_0^\Sigma - m_n)^2}{2S_n^2}\right) \frac{d}{dn} \left(\frac{B_0^\Sigma - m_n}{S_n} \right). \quad (39)$$

Для процесів накопичування пошкоджуваностей, дисперсії яких визначаються виразами (36) та (38), ці щільності розподілів розраховуються наступним чином:

$$f_n(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}S_n} \exp\left(-\frac{(B_0^\Sigma - m_n)^2}{2S_n^2}\right) \times \left(\frac{m}{S_n} - \frac{(B_0^\Sigma - m_n)S^2}{2S_n^3} \left(\frac{S_n^2 + 2nx}{S_n^2 + 1-x} \times \left(\frac{x^n \ln x}{n(1-n)} + \frac{1-x^n}{n^2(1-x)} \right) \right) \right); \quad (40)$$

$$f_n(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}S_n} \exp\left(-\frac{(B_0^\Sigma - m_n)^2}{2S_n^2}\right) \times \left(\frac{-m_n}{S_n} - \frac{(B_0^\Sigma - m_n)S^2}{2S_n^3} \left(\frac{1+2nr-r}{1-r} + \frac{2x}{1-x} \left(1 + \frac{x^n \ln x}{1-x} \right) \right) \right); \quad (41)$$

де $x = \exp(-\alpha)$.

На рис. 11 а і б наведені типові щільності розподілів чисел блок-циклів до руйнування з дисперсією (36) для різних

значень параметра α та з дисперсією (38) при $\alpha = 0,2$ для різних r .

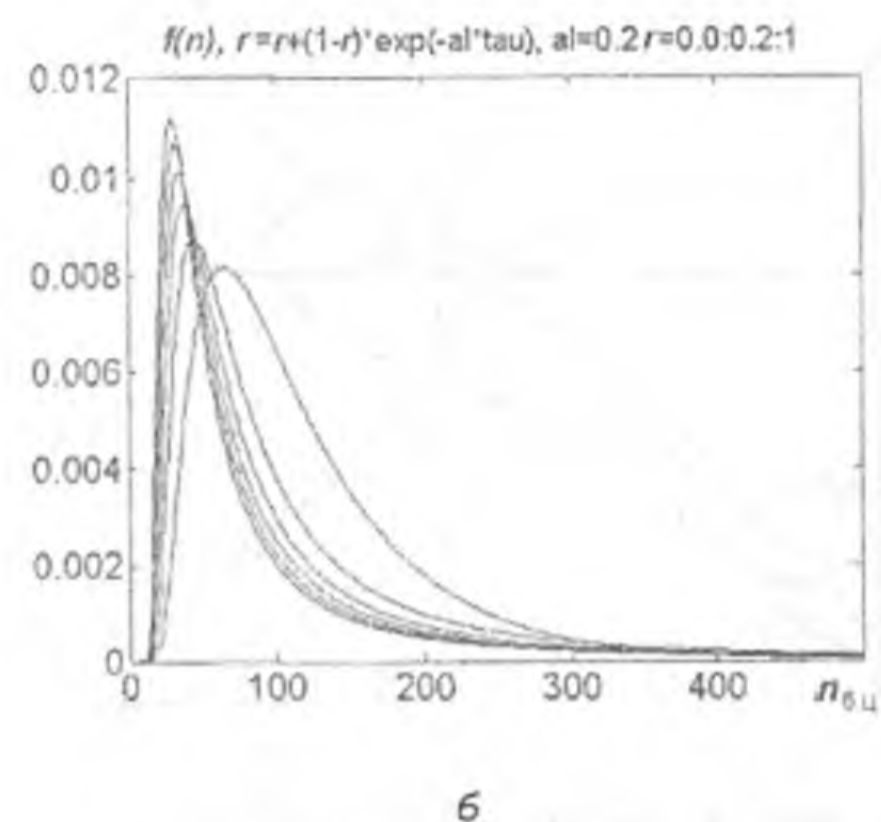
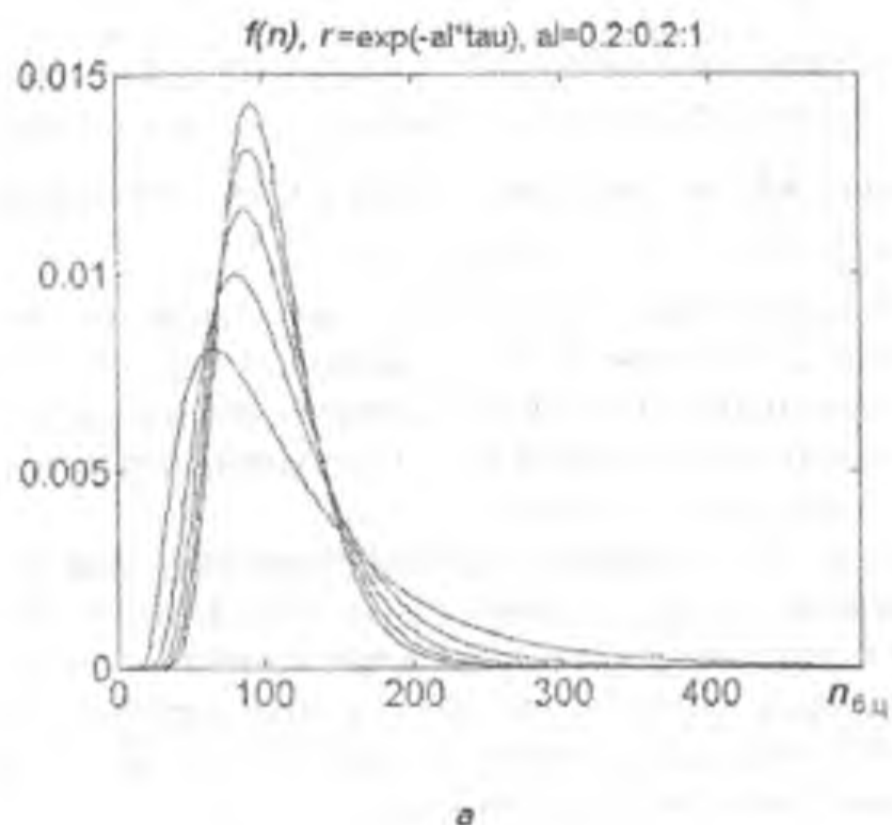


Рис. 11. Щільності розподілів чисел блок-циклів до руйнування для процесів з кореляційними функціями:
а — $r_{ij} = \exp(-\alpha |j-i|)$ для $\alpha = 0,2:0,2:1$;
б — $r_{ij} = r + (1-r)\exp(-\alpha |j-i|)$ для $\alpha = 0,2$ і $r = 0:0,2:1$.

Як зазначалося раніше, процес накопичення пошкоджуваностей зв'язаний із процесом пошкоджуваності інтегральною залежністю (4)

$$B_n^\Sigma(t) = \int_0^t B_i(t) dt. \quad (42)$$

Вихідний процес пошкоджуваності $B(t)$, що характеризує лінійну швидкість процесу пошкоджуваності, можна представити як квазістаціонарний випадковий процес з математичним очікуванням $m(t)$, дисперсією S^2 і нормованою кореляційною функцією $r(t)$. З огляду на залежність (42), дисперсію накопиченої пошкоджуваності можна розрахувати за формулою

$$\sigma_n^2(t) = 2S^2 \int_0^t (t-\tau)r(\tau)d\tau, \quad (43)$$

або при $r = (0) \neq 1$ за формулою

$$\sigma_n^2(t) = S^2 \left(t + 2 \int_0^t (t-\tau)r(\tau)d\tau - r(0)t \right). \quad (44)$$

Значна перемішуваність процесу пошкоджуваності від циклу до циклу, а також мала величина пошкоджуваності, яка виникає за один цикл у порівнянні з граничною, дозволяють прийняти припущення про нормальний характер розподілу накопиченої пошкоджуваності.

Функція розподілу часу до руйнування при цьому набуває вигляду

$$F_t(t) = 1 - \Phi \left(\frac{B_0^\Sigma - m_n(t)}{\sigma_n(t)} \right), \quad (45)$$

де B_0^Σ — гранична пошкоджуваність.

Умовну щільність імовірності часу до руйнування можна знайти диференціюванням виразу (45):

$$f_t(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_n(t)} \exp \left(-\frac{(B_0^\Sigma - m_n(t))^2}{2\sigma_n^2(t)} \right) \times \left[a_0(t) + \frac{b_0(t)}{\sigma_n(t)} (B_0^\Sigma - m_n(t)) \right], \quad (46)$$

де $a_0(t) = \frac{d}{dt} m_n(t) = m$, $b_0(t) = \frac{d}{dt} \sigma_n^2(t)$ — локальні

швидкості зміни математичного очікування і дисперсії процесу пошкоджуваності.

Як приклад розглянемо визначення цих характеристик при експонентній кореляційній функції процесу пошкоджуваності

$$r(\tau) = \exp(-\alpha|\tau|). \quad (47)$$

У цьому випадку вираз для дисперсії накопиченої пошкоджуваності згідно (43) приймає вигляд

$$\sigma_n^2(t) = 2S^2 \left(\frac{t}{\alpha} - \frac{1}{\alpha^2} (1 - \exp(-\alpha t)) \right). \quad (48)$$

Як видно з формули (48), дисперсія накопиченої пошкоджуваності залежить від часової координати, тобто процес нестационарний. При $t \gg 1$ процес близький до лінійного.

Аналогічний зміст має вираз для дисперсії (36). У випадку, коли $\alpha < 0,1$ ці вирази практично збігаються, тому що

$$\frac{1 + \exp(-\alpha)}{1 - \exp(-\alpha)} \approx \frac{2}{\alpha}; \quad \frac{\exp(-\alpha)}{(1 - \exp(-\alpha))^2} \approx \frac{1}{\alpha^2}.$$

Локальна швидкість зміни дисперсії процесу накопичення пошкоджуваностей для (48) виражається у такий спосіб

$$b_0(t) = \frac{d}{dt} \sigma_n^2(t) = S^2 \frac{2}{\alpha} (1 - \exp(-\alpha t)). \quad (49)$$

У випадку, коли кореляційна функція процесу пошкоджуваності має вигляд

$$r(\tau) = \exp(-\alpha|\tau|) \cos \beta\tau, \quad (50)$$

дисперсія і лінійна швидкість зміни дисперсії відповідно дорівнюють

$$\sigma_n^2(t) = 2S^2 \frac{\exp(-\alpha t)}{(\alpha^2 + \beta^2)^2} \left((\alpha^2 + \beta^2) \cos(\beta t) - 2\alpha\beta \sin(\beta t) \right) + \frac{\alpha t}{\alpha^2 + \beta^2} - \frac{\alpha^2 - \beta^2}{(\alpha^2 + \beta^2)^2}; \quad (51)$$

$$b_0(t) = 2S^2 \left(\frac{\alpha}{\alpha^2 + \beta^2} + \frac{\exp(-\alpha t)}{(\alpha^2 + \beta^2)^2} \times (\alpha(\alpha^2 + 3\beta^2) \cos(\beta t) - \beta(\alpha^2 - \beta^2) \sin(\beta t)) \right). \quad (52)$$

Таким же чином знайдені вирази для дисперсій та їхніх лінійних швидкостей за наявності нормованих кореляційних функцій процесу пошкоджуваності мають вигляд

$$r(\tau) = \exp(-\alpha|\tau|) \left(\cos \beta\tau + \frac{\alpha}{\beta} \sin \beta|\tau| \right); \quad (53)$$

$$r(\tau) = \exp(-\alpha\tau^2). \quad (54)$$

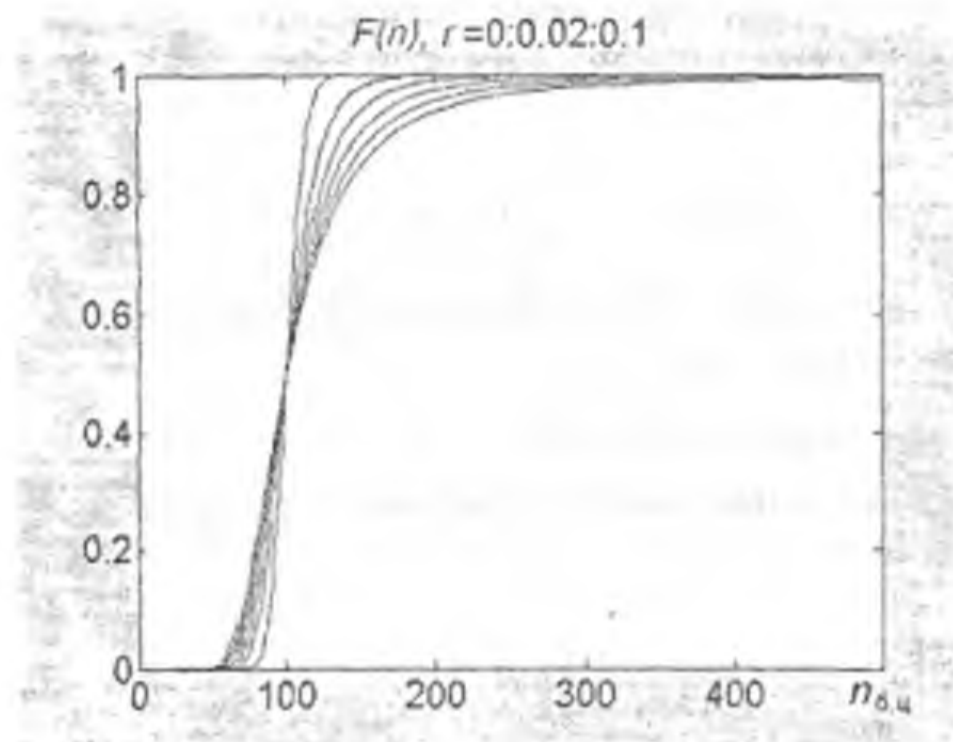
Ці співвідношення можуть використовуватись для опису процесів пошкоджуваності й визначення імовірнісних характеристик надійності і довговічності механічних елементів електромагнітних клапанів.

На рис. 12 показано обчислені за формулою (33) функції розподілів блок-циклів спрацьовування клапана до руйнування $F_n(n)$ для процесів пошкоджуваності з різними нормованими кореляційними функціями та їх параметрами. Усі наведені функції мають на початку інтервал з практично нульовою імовірністю відмови.

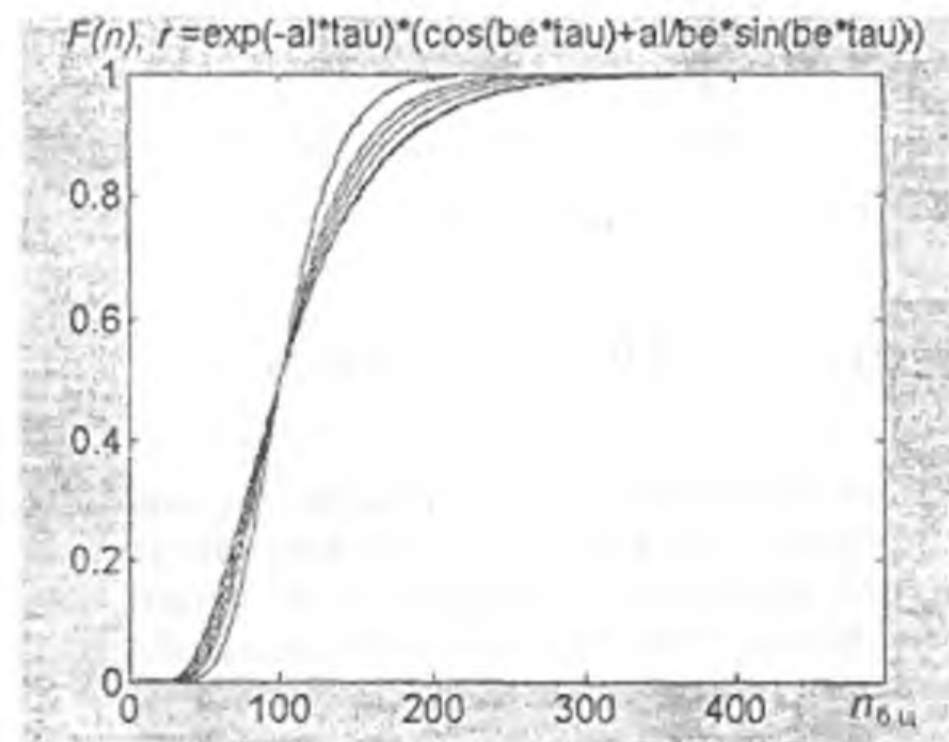
Визначення ресурсу клапана на підставі аналізу наявних випадкових процесів пошкоджуваності

Наведений аналіз результатів ресурсних досліджень і моделювання експлуатаційних напружень в елементах клапану показує, що критичним параметром функціонування клапану є хід золотника $x_{зол}$, а елементом, що лімітує ресурсні можливості клапана – шийка штока.

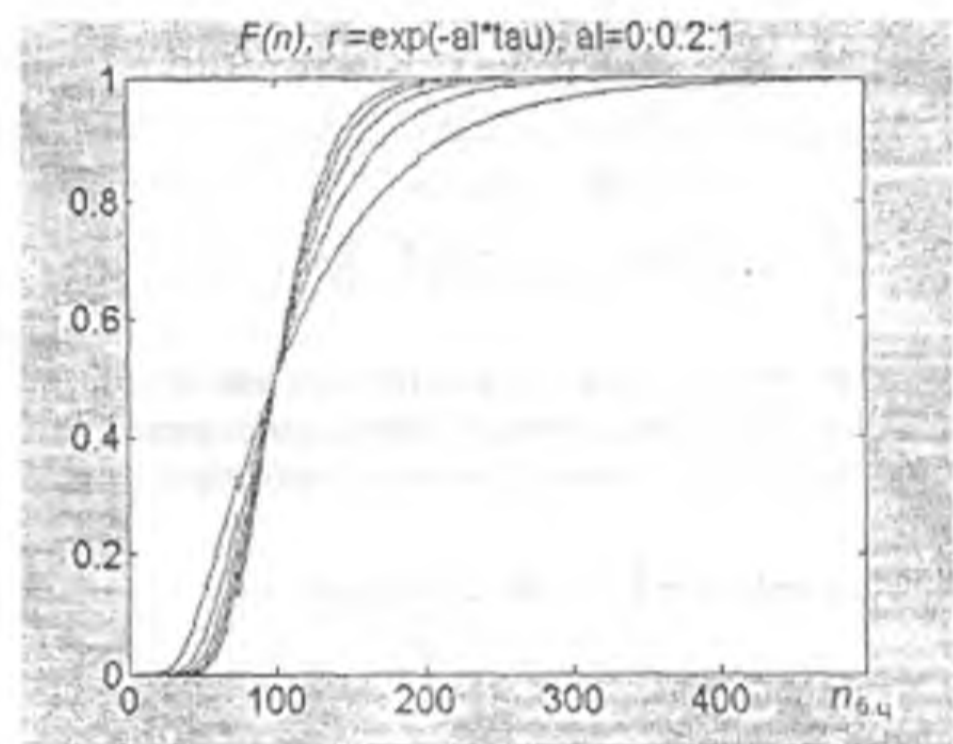
Розглянемо методику визначення ресурсних характеристик деталей клапана на основі аналізу реальних процесів накопичення пошкоджуваностей, які можна відстежувати в процесі експлуатації, на прикладі аналізу зміни ходу золотника клапана $x_{зол}$ з напрашуванням для пнев-



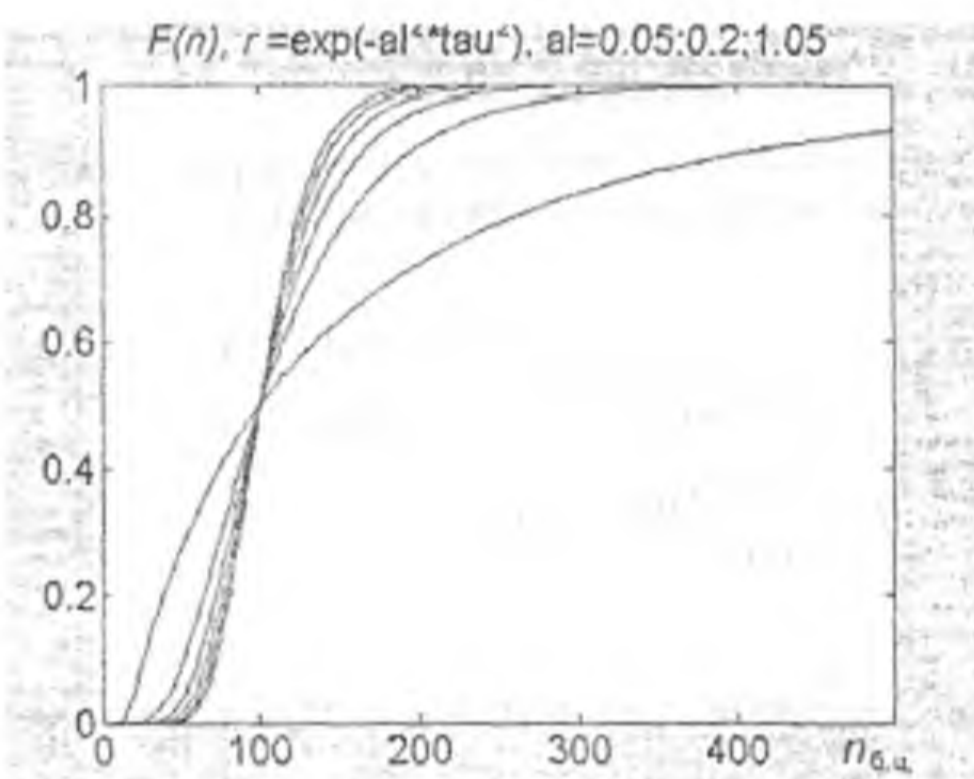
a
($F_n(n); r(\tau) = r, S_0 = 0.05, r = 0:0.02:0.1$)



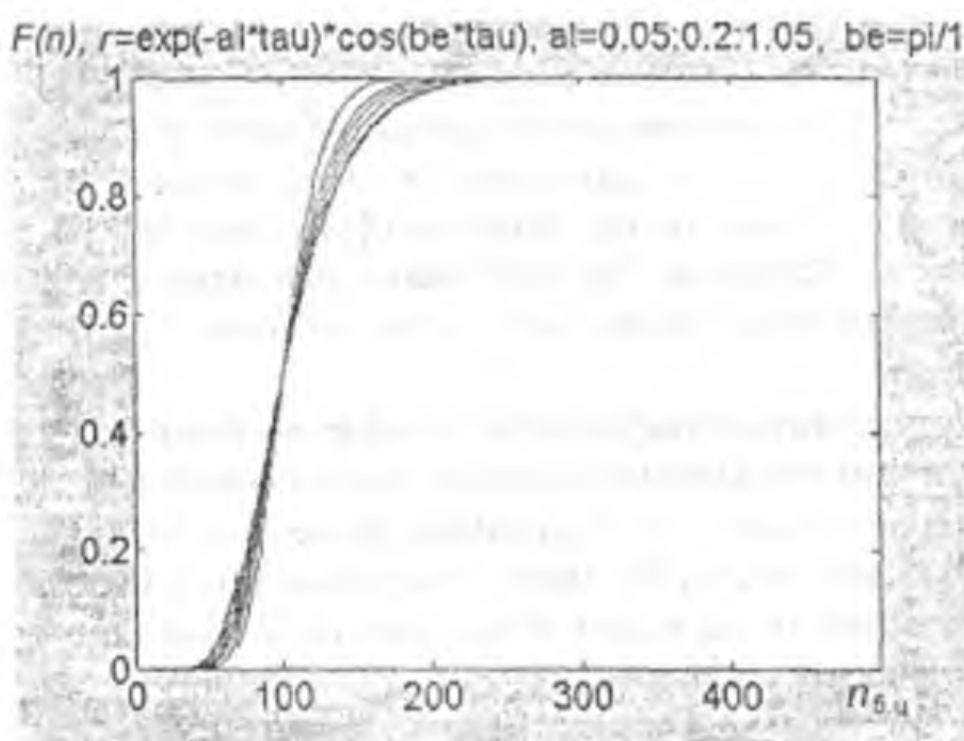
r
($F_n(n); r(\tau) = \exp(-\alpha\tau)(\cos(\beta\tau) + \alpha/\beta\sin(\beta\tau)), S_0 = 0.02, \beta = \pi/10, \alpha = 0.05:0.02:1.05$)



б
($F_n(n); r(\tau) = \exp(-\alpha\tau), S_0 = 0.02, \alpha = 0:0.2:1$)



д
($F_n(n); r(\tau) = \exp(-\alpha^2\tau^2), S_0 = 0.02, \alpha = 0.05:0.2:1.5$)



в
($F_n(n); r(\tau) = \exp(-\alpha\tau)\cos(\beta\tau), S_0 = 0.02, \beta = \pi/10, \alpha = 0.05:0.2:1.05$)

Рис. 12. Функції розподілу числа блок-циклів спрацьовування клапана до руйнування

матичних клапанів з двопозиційним електромагнітним приводом (див. рис. 6).

На першому етапі за відомими методами статистичного аналізу визначаються основні характеристики процесу «пошкоджуваності» (зміни ходу золотника з напрацюванням клапана): математичне очікування, дисперсія та коефіцієнт кореляції між «пошкоджуваностями» блок-циклів, визначається також вигляд закону розподілу «пошкоджуваності» за цикл, кореляційна функція процесу пошкоджуваності та його граничне значення.

На другому етапі за цих умов моделюється процес виникнення і накопичення пошкоджуваностей (величин B_i і $B_{i\Sigma}$) до досягнення характеристик процесу граничних значень та надійності — числа циклів (блок-циклів) напра-

щовання клапана до руйнування, на основі яких будуються гістограми та розраховуються числові та імовірнісні характеристики ресурсу критичної деталі клапана.

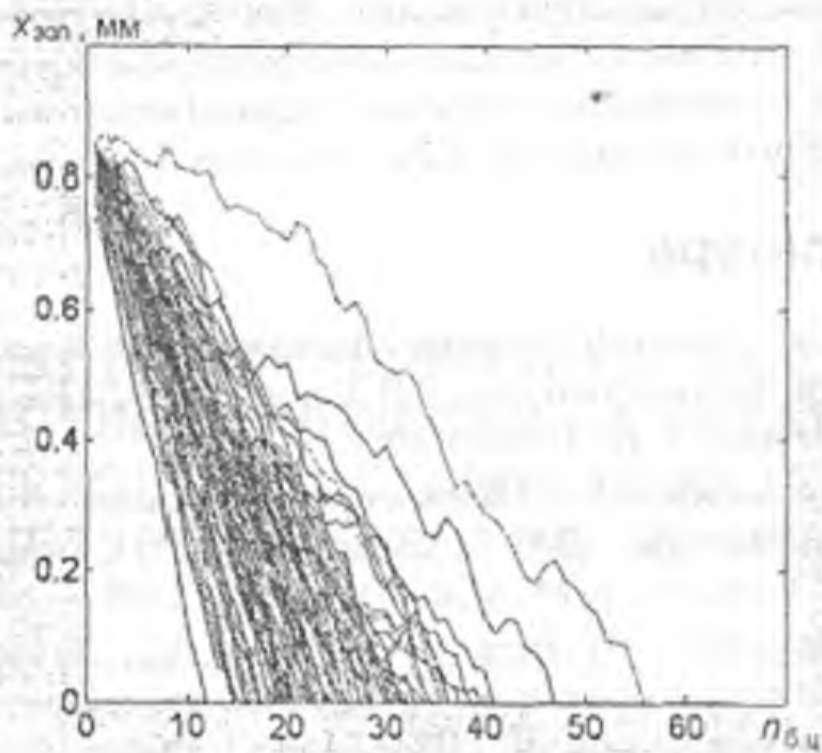


Рис. 13. Характеристики процесу пошкоджуваності штока клапана (зміна величини ходу золотника клапана з напрацюванням).

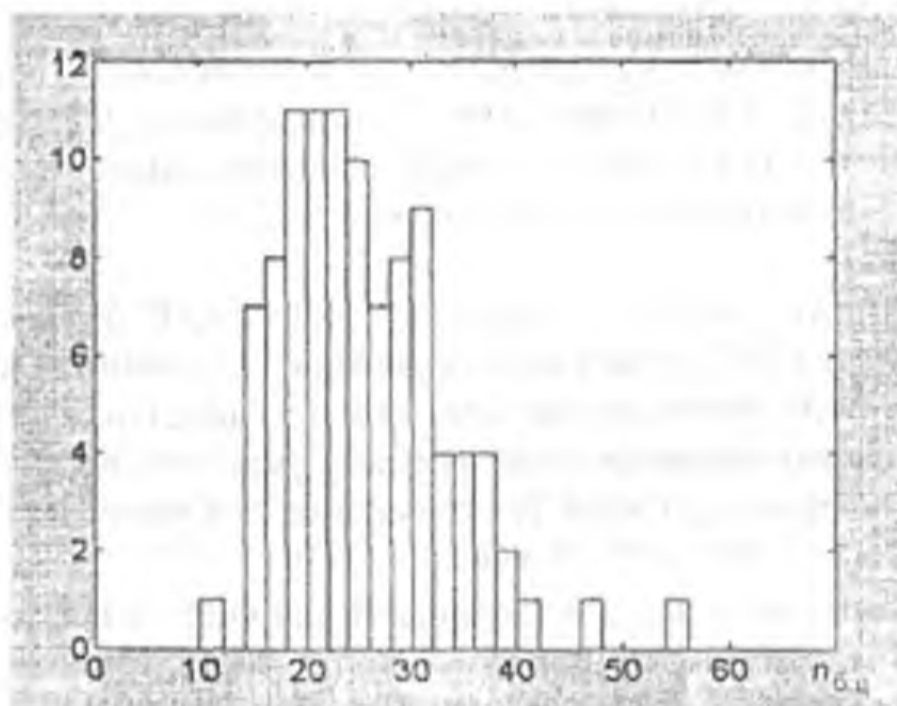


Рис. 14. Гістограма емпіричного розподілу числа відмов клапана внаслідок руйнування шийки штока від числа блок-циклів напрацювання.

На рис. 13 наведено змодельовані характеристики процесу пошкоджуваності штока клапана, що характеризувалися зміною величини ходу золотника клапана $x_{зол}$ у залежності від блок-циклів напрацювання. На рис. 14 — гістограма емпіричного розподілу числа відмов клапана внаслідок руйнування шийки штока від числа блок-циклів напрацювання, на рис. 15 — емпірична щільність розподілу чисел циклів до руйнування шийки та щільності теоретичних розподілів, розрахованих за формулами (11) і (13), на рис. 16 — функції емпіричного розподілу чисел циклів до руйнування і функції розподілів, розрахованих за формулами (9), (22), та за дисперсії накопиченої пошкоджуваності вигляду (36), (38).

Аналіз результатів ресурсних випробувань клапана показали, що імпульсні навантаження, що передані від повзуна (якоря) приводу розподіляються по обмежено малих

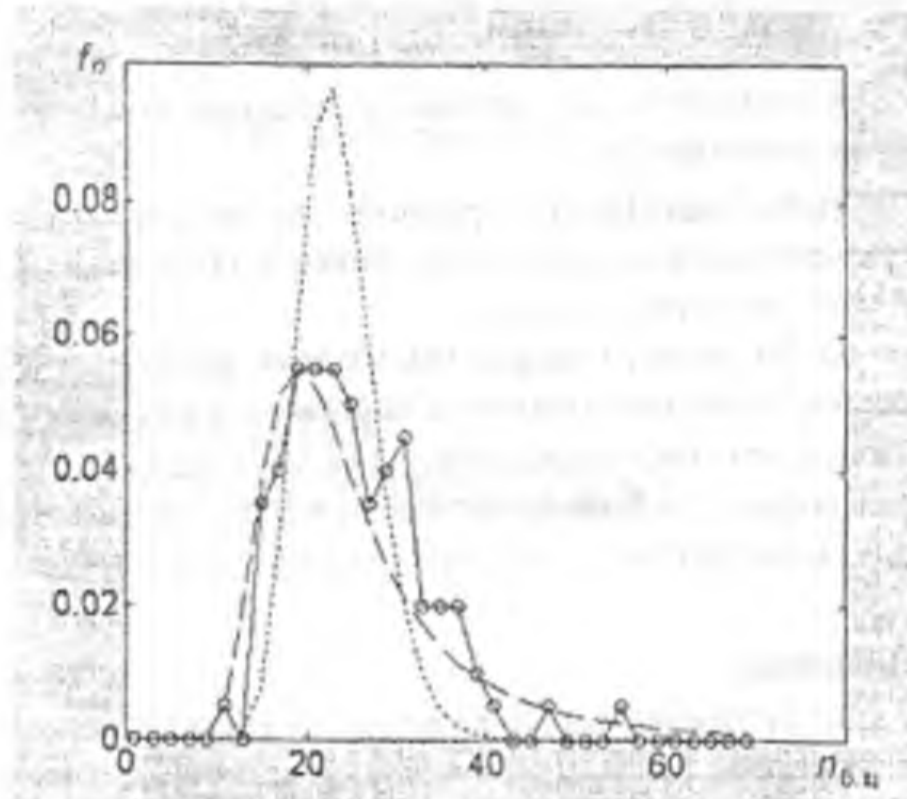


Рис. 15. Щільність розподілу чисел блок-циклів напрацювання клапана до руйнування шийки штока.

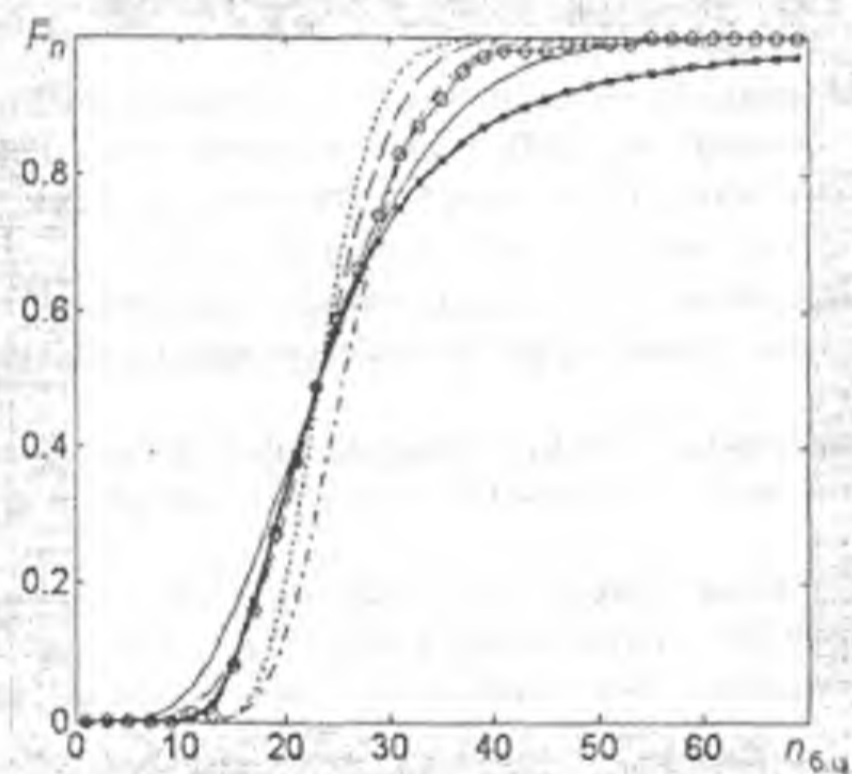


Рис. 16. Функції розподілу чисел блок-циклів напрацювання клапана до руйнування шийки штока.

поверхнях контактуючих деталей. Це призводить до місцевих динамічних напружень високого рівня. Останні, у сполученні з недостатньою стійкістю конструкційних матеріалів до їхнього впливу, є причиною високої швидкості негативних змін технічного стану клапана.

Тому підвищення безвідмовності привода цього типу може бути забезпечене за рахунок:

- удосконалення геометрії деталей і вузлів з метою збільшення площі контакту (або поперечного перерізу), зниження впливу концентраторів напруження;

- використання у кінематичному ланцюжку, що передає виконавче зусилля пристроїв демпфірування, які дозволяють розсіювати частину енергії ударного імпульсу;
- вибору конструкційних матеріалів, більш стійких до впливу циклічних ударних навантажень.

Впровадження результатів проведених досліджень проводилось шляхом:

- удосконалення процесу розробки нових зразків електромагнітних клапанів для систем обладнання авіаційної і космічної техніки;
- розробки низки конкретних науково обґрунтованих рекомендацій щодо удосконалення конструкції клапана.

Результати досліджень впроваджено у практику проектування електромагнітних клапанів у ЗАТ «Київське центральне конструкторське бюро арматуробудування».

Висновки

1. На підставі проведених ресурсних випробувань визначено основні деградаційні процеси, що мають місце в елементах малогабаритного пневматичного клапана з двопозиційним електромагнітним приводом. Виявлено кореляційні залежності між розвитком деградаційних процесів у елементах клапана і зміною їх основних функціональних параметрів.

2. Встановлено критичний елемент клапана (шийка штока), що лімітує його ресурс.

3. Розроблено математичні моделі експлуатаційних змін технічного стану ЕМК з використанням стохастичної теорії накопичення пошкоджуваностей в елементах і вузлах ЕМК у процесі відпрацювання, у тому числі:

- імовірнісна модель підсумовування незалежних випадкових пошкоджуваностей в елементах і вузлах клапана;
- імовірнісна модель підсумовування залежних випадкових пошкоджуваностей в елементах і вузлах клапана.

4. Отримано математичні залежності для визначення математичного очікування m_n і дисперсії S_n^2 накопиченої пошкоджуваності в елементах і вузлах клапана, а також щільності $f_{B_n^\Sigma}(B_n^\Sigma)$ і функції розподілу $F_{B_n^\Sigma}$ накопиченої пошкоджуваності для різних можливих значень коефіцієнта кореляції r .

Порівняння теоретичних розрахунків з даними ресурсних випробувань клапанів дозволяє розрахувати реальне значення коефіцієнта кореляції r для процесів накопичення пошкоджуваностей в елементах клапана з напрацюванням.

5. Отримано математичні залежності для визначення щільності розподілів f_p і функції розподілу F_p кількості циклів до руйнування критичного елемента клапана, які рекомендовано використовувати для оцінки імовірнісних характеристик надійності й довговічності ЕМК.

6. Розроблено методику прогнозування ресурсу малогабаритних електромагнітних клапанів на основі використання теорії накопичення пошкоджуваностей у критичному елементі клапана, що лімітує його ресурс.

7. Розроблено СТУ-252:2007 «Методика прогнозування технічного стану електромагнітних клапанів з приводом ДШВ на етапі проектування».

8. Результати досліджень впровадженні у Київському центральному конструкторському бюро арматуробудування — головному дослідно-конструкторському бюро України з розробки пневматичної і гідравлічної арматури для систем обладнання авіаційної і космічної техніки.

Література

1. Кармугин, Б.В. Современные конструкции малогабаритной пневмоарматуры / Б.В. Кармугин, В.Л. Кисель, А.Г. Лазебник. — К.: Техніка, 1980. — 295 с.

2. Хильчевский, В.В. Надежность трубопроводной пневмогидроарматуры / В.В. Хильчевский, А.Е. Ситников, В.А. Ананьевский. — М.: Машиностроение, 1989. — 208 с.

3. Лазицкий, Л.П., Ветров, А.Н., Кучер, А.Г. Статистическая модель накопления повреждений в элементах конструкции авиадвигателей // Надежность и долговечность машин и сооружений. Межведомств. республ. сб. научн. трудов. — К.: Наукова думка, 1982. — Вип. 2. — С. 7—10.

4. Ветров, А.Н., Кучер, А.Г. Вероятностные методы оценки остаточного ресурса конструктивных элементов ГТД в эксплуатации // Проблемы прочности. — 1989. — № 8. — С. 70—76.

5. Ситников, О.С., Кучер, О.Г., Зайончковський, Г.Й., Федоричко, Я.Б. Оцінювання і прогнозування ресурсу пневматичних клапанів з електромагнітним приводом // Промислова гідравліка і пневматика. — 2003. — № 2. — С. 7—23.

6. Рикуніч, Ю.М., Ситников, О.С., Кучер, О.Г., Зайончковський, Г.Й. Прогнозування втомленості елементів конструкції електромагнітних клапанів при циклічному та імпульсному навантаженні // Вісник Сумського державного університету, Серія: Технічні науки. — Суми: СДТУ, 2003. — №13 (59). — С. 38—48.

7. Ситников, А.Е., Федоричко, Я.Б., Кучер, А.Г., Зайончковський, Г.И., Сухоруков, А.Ю. Прогнозирование изменения функциональных параметров клапанов с электромагнитным приводом при выработке ресурса // Промислова гідравліка і пневматика. — 2004. — № 3 (5). — С. 10—22.

8. Рикуніч, Ю.М., Ситников, О.С., Федоричко, Я.Б., Кучер, О.Г., Зайончковський, Г.Й., Маринець, Д.В. Прогнозування ресурсу малогабаритних пневматичних клапанів з електромагнітним приводом методом аналізу наявних випадкових процесів пошкоджуваності // Промислова гідравліка і пневматика. — 2010. — №2 (28). — С. 67—71.

Надійшла 09.02.2011 р.