

Аналіз методів прогнозування можливих змін структурних і функціональних параметрів гідравлічних і пневматичних агрегатів у процесі виробітку ресурсу

ANALYSIS OF METHODS APPLICATION OF POSSIBLE CHANGE OF STRUCTURAL AND FUNCTIONAL PARAMETERS OF HYDRAULIC AND PNEUMATIC UNITS IN THE PROCESS OF THE RESOURCE EXECUTION ARE GIVEN

Наведено результати порівняльного аналізу ефективності застосування різних методів прогнозування можливих змін структурних та функціональних параметрів гідравлічних і пневматичних агрегатів протягом виробітку ресурсу. Розглянуто особливості використання методу кусочно-лінійної апроксимації змінення зазорів у спряжених парах качального вузла аксіально-поршневого гідронасоса. Дано рекомендації з вибору апроксимуючої функції для прогнозування змін функціональних параметрів гідравлічних і пневматичних агрегатів, що використовуються в авіакосмічній техніці. Показано доцільність використання методу спрямованої селекції для прогнозування змінення технічного стану пневматичних клапанів з електромагнітним приводом.

Ключові слова: гідравлічні, пневматичні приводи, визначення ресурсу, рекомендації з вибору параметрів.

Вступ

Розвиток сучасної авіаційної і космічної техніки (АКТ) вимагає суттєвого скорочення термінів розробки і впровадження нових її виробів. Можливості розробника вистояти у жорсткій конкурентній боротьбі забезпечуються за рахунок скорочення часу і матеріальних витрат на виконання дослідно-конструкторських робіт (ДКР). При цьому залишаються незмінними вимоги до забезпечення необхідного рівня надійності і безвідмовності розробок. Повною мірою ці вимоги стосуються розробки гідравлічних і пневматичних агрегатів систем обладнання літальних апаратів.

Однак традиційні шляхи розробки гідропневмоагрегатів залишаються недостатньо ефективними і вже не відповідають вимогам часу. Потрібно впровадження нових, більш ефективних підходів до їх розробки. Один з таких підходів складається у використанні методів прогнозування можливих експлуатаційних змін технічного стану агрегата на стадії його проектування. Таке прогнозування дозволяє:

- виявляти ті експлуатаційні впливи на працездатність агрегата, для визначення яких при традиційному підході потрібно проведення довготривалих і витратних ресурсних випробувань;

- виявити можливі порушення працездатного стану агрегата, які проявляються досить рідко й не можуть бути виявлені методами ресурсних випробувань через малий обсяг вибірки;

- виявити експлуатаційні фактори та їхні рівні, які найсуттєвіше впливають на зародження й розвиток деградаційних змін в елементах і вузлах агрегата;

- визначати елементи конструкції агрегата, що лімітують його ресурс;

- своєчасно розробити конкретні заходи щодо вдосконалення конструкції агрегата й забезпечення необхідного рівня його надійності й безвідмовності в експлуатації.

Можна зробити висновок, що використання прогнозування експлуатаційних змін технічного стану гідравлічних і пневматичних агрегатів при проектуванні дає можливість реалізувати значну частину заходів щодо вдосконалення конструкції виробу ще на стадії розробки проектної документації. Це дозволяє істотно скоротити час і підвищувати ефективність дослідно-конструкторських робіт по розробці гідравлічних і пневматичних агрегатів систем обладнання літальних апаратів.

Слід зазначити, що основні теоретичні положення прогнозування експлуатаційних змін технічного стану і параметрів технічних виробів викладено в роботах [1, 3] та інших вітчизняних і зарубіжних авторів. Найбільший внесок у розвиток прогнозування зміни технічного стану виробів авіаційної і космічної техніки в процесі відпрацювання ресурсу зроблено відомими вченими [4, 5] та іншими. Питання прогнозування експлуатаційних змін технічного стану систем гідро- та пневмоприводів різного призначення висвітлено в [7 і 8].

Узагальнення досвіду використання гідравлічних і пневматичних агрегатів у системах обладнання авіаційної і космічної техніки свідчить, що їх експлуатаційна надійність визначається запасом утомної міцності механічних елементів агрегатів і невиходом їх функціональних параметрів упродовж нормальної експлуатації за межі допусків, визначених у технічних умовах (ТУ) на агрегат.

Отже розглянуто питання, пов'язані з прогнозуванням можливих змін структурних і функціональних параметрів агрегатів під час виробітку встановлених ресурсів (загального, до першого ремонту, міжремонтного), вважаючи, що утомна міцність механічних елементів агрегатів забезпечена за рахунок введення необхідних запасів утомної міцності.

Прогнозування можливих змін структурних і функціональних параметрів гідравлічних і пневматичних агрегатів через процеси зношування

Як відомо [3], значна частина виробів машинобудування переходить у процесі експлуатації в непрацездатний стан через зношування. Останньою обставиною можна пояснити той факт, що методи прогнозування технічного стану виробів з домінуванням процесів зношування досить поширені. Повною мірою це стосується гідравлічних і пневматичних агрегатів, що використовуються у виробках авіаційної і космічної техніки.

В роботах [9– 12] для прогнозування процесів зносу сполучених пар гідронасосів застосовано метод кусочно-лінійної апроксимації, який заснований на використанні марковської моделі процесу зносу.

Сутність методу полягає в тім, що за допомогою квантування за рівнем випадкової функції, що характеризує зміну параметра у часі, реальний процес зносу апроксимується марковським дискретним процесом.

Випадковий процес $Y(t)$ є марковським у тому випадку, якщо умовна імовірність $P\{y(t_n) / y(t_{n-1}), \dots, y(t_0)\}$ появи значення процесу $y(t_n)$ в момент t_n залежить лише від попереднього значення процесу $y(t_{n-1})$ і не залежить від інших. Марковський процес цілком визначається дво-вимірною щільністю імовірності

$$f_2(y_0, y; t_0, t) = f_1(y_0, t_0)P(y, t / y_0, t_0), \quad (1)$$

де $f_1(y_0, t_0)$ — одномірна щільність імовірності, $P(y, t / y_0, t_0)$ — щільність імовірності переходу зі стану y_0 в момент t_0 у стан y в момент t .

Застосування марковського процесу дозволяє обмежитися одним відомим значенням досліджуваного процесу $Y(y_0) = y_0$, імовірності того, що у деякий момент часу $t \geq t_0$ процес знаходитиметься у заданих межах.

При виконанні зазначеної умови вся інформація, що нас цікавить, міститься у перехідній імовірності $P(y, t / y_0, t_0)$.

Аналітичні залежності ймовірнісних характеристик від часу одержують з диференціальних рівнянь О.М.Колмогорова, що описують динаміку процесу, який досліджується. Відомими величинами у цих рівняннях є інтенсивності пе-

ретинання випадковою функцією фіксованих рівнів квантування, що одержують статистичним шляхом.

Практичне застосування викладеного методу на прикладі прогнозування зносу сполучених пар насоса типу НП25-5 наведено в [11].

Знос сполучених пар качаючого вузла насоса, що має місце в експлуатації, призводить до збільшення зазорів у поршневих парах та внутрішніх витоках і, як наслідок, до зменшення подачі насоса і його об'ємного ККД.

Квантовані значення величин зазорів можна визначити, використовуючи метод найменших квадратів. Інтенсивність η_i перетинання функцією $x(t)$ обраної умови квантування x_i відома і обирається з вихідної реалізації процесу, тобто залежності зміни параметра в часі, отриманої по експериментальним даним. Отже задача дослідження в остаточному підсумку полягає у визначенні імовірнісних характеристик процесу зносу.

Для побудови математичної моделі зносу діапазон $[x_{\min}, x_{\max}]$ припустимої зміни випадкової функції x , що характеризує знос, поділяють на кілька квантів $(\Delta x_0, \Delta x_1, \Delta x_2)$. Дослідження засвідчили, що для отримання необхідної точності прогнозування у більшості випадків досить обмежитися трьома квантами.

Якщо прийняти, що пристрій, який досліджується, знаходиться у стані S_i , а x лежить в i -ому інтервалі Δx_i ($i = \overline{0, 3}$), і позначити через η_i інтенсивність перетинання процесом зносу рівня квантування x_i , то величина $\Delta x_i \eta_i$ характеризуватиме середню швидкість збільшення параметра x в інтервалі квантування Δx_i . За технічними умовами S_0, S_1 і S_2 є станами працездатності, а S_3 — станом відмови.

Використовуючи систему диференціальних рівнянь О.М. Колмогорова

$$P_i'(t) = -\eta_i P_i(t) + \eta_{i-1} P_{i-1}(t), \quad i = \overline{0, 2}, \quad (2)$$

можна знайти імовірність $P_i(t)$ знаходження пристрою в момент часу t в стані S_i .

Рішення системи матиме вигляд

$$P_0(t) = P_0 e^{-\eta_0 t}; \quad (3)$$

$$P_1(t) = \frac{P_0 \eta_0}{\eta_1 - \eta_0} e^{-\eta_0 t} + \left(P_1 - \frac{P_0 \eta_0}{\eta_1 - \eta_0} \right) e^{-\eta_1 t}; \quad (4)$$

$$P_2(t) = \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_1 - \eta_0)(\eta_2 - \eta_0)} e^{-\eta_0 t} + \left[\frac{P_1 \eta_1}{\eta_2 - \eta_1} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_0 - \eta_1)(\eta_2 - \eta_1)} \right] e^{-\eta_1 t} + \left[P_2 + \frac{P_1 \eta_1}{\eta_1 - \eta_0} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_0 - \eta_2)(\eta_1 - \eta_2)} \right] e^{-\eta_2 t}. \quad (5)$$

Імовірність $P_3(t)$ одержуємо з умови нормування

$$\sum_{i=0}^3 P_i(t) = 1, \quad (6)$$

$$\text{тобто } P_3(t) = 1 - \sum_{i=0}^2 P_i(t). \quad (7)$$

За цими ймовірностями і обраним квантованим значенням $\chi_i^* = 0,3$ параметра χ визначаються імовірнісні характеристики процесу зносу.

Імовірність безвідмовної роботи $P(t)$ знаходиться як імовірність того, що за час t процес $\chi(t)$ не досягне критичного рівня χ_2 :

$$P(t) = \sum_{i=0}^2 P_i(t) = \sum_{i=0}^2 K_i e^{-\eta_i t}, \quad (8)$$

$$\text{де } K_0 = P_0 + \frac{P_0 \eta_0}{\eta_1 - \eta_0} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_1 - \eta_0)(\eta_2 - \eta_0)}$$

$$K_1 = P_1 + \frac{P_0 \eta_0}{\eta_0 - \eta_1} + \frac{P_1 \eta_1}{\eta_2 - \eta_1} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_0 - \eta_1)(\eta_2 - \eta_1)};$$

$$K_2 = P_2 + \frac{P_1 \eta_1}{\eta_1 - \eta_2} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_0 - \eta_2)(\eta_1 - \eta_2)}.$$

Щільність цієї імовірності

$$f(t) = \sum_{i=0}^2 \eta_i K_i e^{-\eta_i t}; \quad (9)$$

інтенсивність відмов

$$\lambda(t) = \frac{\sum_{i=0}^2 \eta_i K_i e^{-\eta_i t}}{\sum_{i=0}^2 K_i e^{-\eta_i t}}; \quad (10)$$

середній час безвідмовної роботи

$$T_0 = \frac{P_0}{\eta_0} + \frac{P_0 + P_1}{\eta_1} + \frac{P_0 + P_1 + P_2}{\eta_2}; \quad (11)$$

дисперсія цього часу

$$\delta_t^2 = 2 \sum_{i=0}^2 \frac{K_i}{\eta_i^2} - T_0^2. \quad (12)$$

Багатопараметрична функція (8) залежить від інтенсивності збільшення параметра χ і від величини поля допуску на параметр.

Марковська модель за допомогою розкладання в ряд Грама–Шарльє дозволяє знайти одномірний закон $\omega[\chi(t)]$ розподілу процесу зносу $\chi(t)$ для будь-якого моменту часу t .

Математичне очікування і дисперсія процесу $\chi(t)$ визначаються як

$$m_x(t) = \sum_{i=0}^3 \chi_i^* P_i(t); \quad (13)$$

$$\delta_x^2(t) = \sum_{i=0}^3 (\chi_i^*)^2 P_i(t) - m_x^2(t). \quad (14)$$

Квантовані значення χ_i^* обираються за ознакою найменшого середньоквадратичного відхилення за допомогою квантування характеристик, отриманих експериментальним шляхом. Наприклад, оптимальні квантовані значення χ_i можна визначити методом найменших квадратів з рішення системи рівнянь

$$\frac{\partial}{\partial \chi_i^*} = \sum_{i=0}^2 \left[m_x \left(t, i = \sum_{i=0}^2 \frac{1}{\eta_i} \right) - \chi_i \right]^2 = 0, i = \overline{0,3}. \quad (15)$$

Для визначення $\omega[\chi(t)]$ використовують вирази (13) і (14). Розглядається нормований випадковий процес

$$Y(t) = \frac{\chi(t) - m_x(t)}{\sigma_x(t)}, \quad (16)$$

який має нульове математичне сподівання й одиничну дисперсію у будь-який момент часу, якщо процес $\chi(t)$ не піддається квантуванню.

Одномірна щільність $f[y(t)]$ імовірності процесу $Y(t)$ розкладається в ряд Грама–Шарльє

$$f[y(t)] = \Phi'(z) + \sum_{n=3}^{\infty} \frac{(-1)^n C_n}{\sqrt{n!}} \Phi^{(n+1)}(z).$$

Значення коефіцієнтів C_n визначаються як $C_0 = 1, C_1 = C_2 = 0,$

$$C_3 = \frac{1}{\sqrt{3!}} \frac{\mu_3}{\sigma^3}, C_4 = \frac{1}{\sqrt{4!}} \left(\frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3 \right),$$

$$C_5 = \frac{1}{\sqrt{5!}} \left(\frac{\mu_5}{\sigma^5} - 10 \frac{\mu_3}{\sigma^3} \right),$$

$$C_6 = \frac{1}{\sqrt{6!}} \left(\frac{\mu_6}{\sigma^6} - 15 \frac{\mu_4}{\sigma^4} + 30 \right).$$

Параметри $A = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$ і $E = \frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3$, від яких залежать коефіцієнти C_3 і C_4 , називають відповідно коефіцієнтами асиметрії A і ексцесу E .

Оскільки для нормального розподілу коефіцієнти A і E дорівнюють нулю, то з їхньою допомогою можна визначити відхилення досліджуваного розподілу від нормального.

Обмежуючись трьома членами розкладання, представимо ряд Грама–Шарльє у вигляді

$$f[y(t)] = \Phi'(z) - \frac{A}{3!} \Phi^{(4)}(z) + \frac{E}{4!} \Phi^{(5)}(z) \dots, \quad (17)$$

де A — коефіцієнт асиметрії, E — коефіцієнт ексцесу розподілу $f[y(t)]$.

Функція Лапласа і її похідні визначаються як

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^z e^{-\frac{u^2}{2}} du, \quad (18)$$

$$\Phi^{(\kappa)}(z) = \frac{d^\kappa \Phi(z)}{dz^\kappa}. \quad (19)$$

Апроксимація інтегральної функції розподілу нормованого процесу має вигляд:

$$F[y(t)] = \Phi(z) - \frac{A}{3!} \Phi^{(3)}(z) + \frac{E}{4!} \Phi^{(4)}(z) \dots \quad (20)$$

З огляду на лінійність перетворення (16), маємо

$$\omega[\chi(t)] = \frac{1}{\delta_x(t)} \left[\Phi'(z) - \frac{A}{3!} \Phi^{(4)}(z) + \frac{E}{4!} \Phi^{(5)}(z) - \dots \right], \quad (21)$$

де $A = \frac{\mu_3(t)}{\sigma_y^3(t)}$, $E = \frac{\mu_4(t)}{\sigma_y^4(t)} - 3$,

$$\mu_3(t) = \sum_{i=0}^3 \left[\frac{\chi_i^* - m_x(t)}{\sigma_x(t)} \right]^3 P_i(t),$$

$$\mu_4(t) = \sum_{i=0}^4 \left[\frac{\chi_i^* - m_x(t)}{\sigma_x(t)} \right]^4 P_i(t),$$

$$\sigma_y = \sqrt{\sum_{i=0}^3 \left[\frac{\chi_i^* - m_x(t)}{\sigma_x(t)} \right]^2 P_i(t) - \left\{ \sum_{i=0}^3 \left[\frac{\chi_i^* - m_x(t)}{\sigma_x(t)} \right] P_i(t) \right\}^2}.$$

Таким чином, для оцінки параметрів зносу даним методом насамперед потрібно визначити статистичними методами інтенсивність перетинання процесом рівнів квантування; подальший розрахунок проводиться з використанням наведених вище залежностей.

Як приклад використання даної методики на рисунку 1 наведено залежності математичного сподівання зміни величини зазору у плунжерній парі насоса НП25-5 від наробітку [12]. Наведені залежності отримано за результатами обробки даних експлуатації, штатних ресурсних випробувань насосів на підприємстві-виробнику, а також за результатами спеціально проведених еквівалентних ресурсних випробувань.

Аналізуючи ефективність розробленої методики прогнозування зміни параметрів гідравлічних насосів в експлуатації, автор підкреслює, що для отримання необхід-

ної точності прогнозування час апроксимації не повинен бути більшим за $2T$, де T — час, за який отримані статистичні дані. При цьому вважається, що фізичні аспекти процесу зносу у сполучених парах гідравлічного агрегата на період прогнозування суттєво не змінюються.

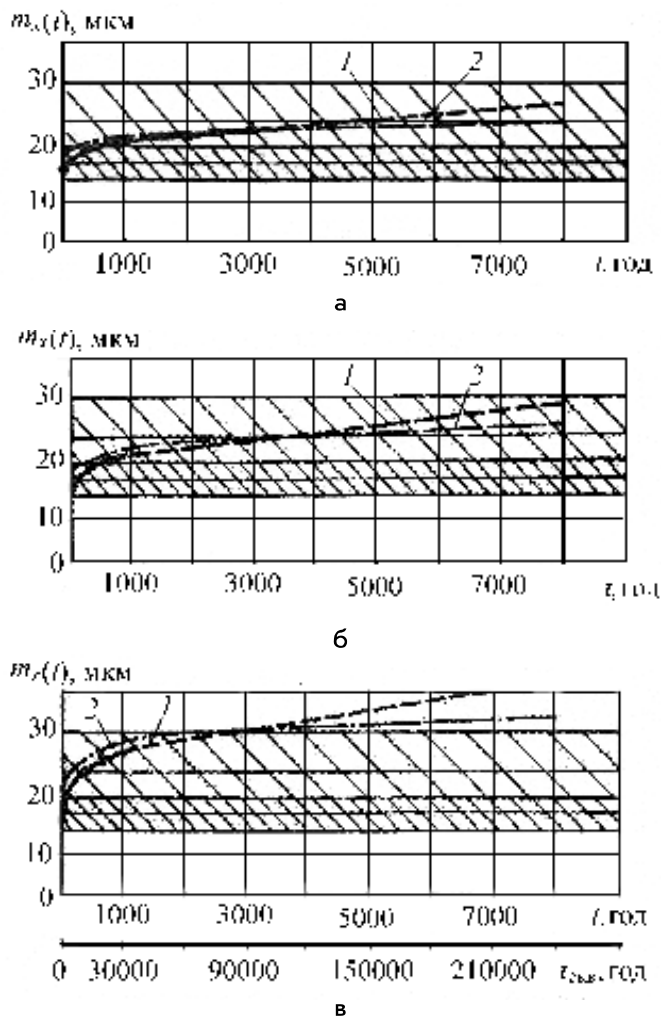


Рисунок 1 — Залежність математичного сподівання величини зазору в плунжерних парах насоса НП25-5 від наробітку: а — за даними експлуатації; б — за даними ресурсних випробувань; в — за даними прискорених ресурсних випробувань; 1 — експериментальна залежність; 2 — теоретична залежність, що отримана з використанням методу кусочно-лінійної апроксимації

Вибір апроксимуючої функції для прогнозування можливих змін структурних і функціональних параметрів агрегатів

З досвіду застосування гідравлічних і пневматичних агрегатів у системах обладнання літальних апаратів, зміни їх структурних і функціональних параметрів, що мають місце в експлуатації, носять випадковий характер і визначаються впливом сукупності різноманітних внутрішніх і зовнішніх факторів. У зв'язку з цим, при дослідженні процесів зміни параметрів таких пристроїв в експлуатації широко застосовуються методики прогнозування, які базуються на використанні теорії випадкових функцій [13,

14, 15]. При цьому важливим моментом при розробці динамічної моделі зміни функціональних параметрів агрегатів, що досліджуються, є вибір апроксимуючої функції, яка з достатньою точністю відображає такі зміни. Вдалий вибір апроксимуючої функції істотно впливає на точність і трудомісткість прогнозування.

Апроксимуюча функція повинна бути досить універсальною, відносно простою і при цьому враховувати фізичні процеси, які призводять до зміни параметра, що досліджується, випадкову величину швидкості його зміни, а також відображати інтегральний характер зміни параметра в залежності від наробітку пристрою в експлуатації.

Наведений у [5, 9] аналіз процесів зміни технічного стану гідравлічних і пневматичних пристроїв систем обладнання літальних апаратів в експлуатації свідчить, що відхилення значень параметрів пристрою від початкових в залежності від наробітку необхідно апроксимувати випадковою упорядкованою функцією зі зростаючими реалізаціями. При цьому значення апроксимуючої функції у фіксований момент часу є позитивною багатозначною величиною, а реалізацію відхилення параметра можна розглядати як монотонну функцію в діапазоні від нуля до граничного відхилення параметра.

З огляду на вищесказане, у роботі [12] рекомендується розглядати фактичне відхилення ΔX_{ϕ} параметра пристрою, що досліджується, як суму двох випадкових величин

$$\Delta X_{\phi} = \Delta X_T + \Delta X_e, \quad (22)$$

де ΔX_T — теоретичне відхилення параметра, що спричинене через роботу агрегата за умов усереднених (розрахункових) навантажень; ΔX_e — відхилення параметра під впливом зовнішніх експлуатаційних факторів.

Випадкові величини ΔX_T і ΔX_e можуть приймати те чи інше значення, невідоме до виміру. Величина ΔX_T формує розподіл параметра у фіксований момент наробітку при роботі пристрою в умовах розрахункових навантажень; величина ΔX_e — розподіл відхилення фактичної зміни параметра від розрахункової залежності

$$M \{ X_{\phi}(t) \}.$$

Вираз (22) можна перетворити до вигляду

$$\Delta X_{\phi}(t) = V_c \varphi_T(t) + V_t \varphi_e(t), \quad (23)$$

де $\varphi_T(t)$ і $\varphi_e(t)$ — детерміновані (невипадкові) функції, що характеризують залежність ΔX_T і ΔX_e від наробітку t , V_c — випадкова величина, яка є швидкістю зміни параметра під впливом розрахункових навантажень, V_t — випадкова величина відхилення ΔX_e на одиницю виміру параметра під впливом зовнішніх факторів.

Величина ΔX_T строго монотонно зростає у залежності від наробітку, що дозволяє здійснювати прогнозування її зміни.

У виразі (23) перший доданок $\Delta X_T = V_c \varphi_T(t)$ є елементарною випадковою функцією, де V_c — звичайна випадкова величина, а $\varphi(t)$ — звичайна невідповідна функція. Усі можливі реалізації цієї функції можуть бути отримані з графіка функції шляхом зміни масштабу по осі ординат.

Другий доданок $\Delta X_e = V_t \varphi_e(t)$ є функцією відхилення фактичних значень параметра від усередненої гладкої теоретичної залежності. У будь-який момент часу t значення функції є випадковою величиною, що підкоряється нормальному розподілу. Математичне очікування випадкової функції у будь-якому перерізі дорівнює нулю. У такий спосіб V_t можна розглядати в часі як гаусовський центрований стаціонарний чи нестаціонарний процес. Стаціонарність процесу характеризується однаковим середньоквадратичним відхиленням випадкової величини у будь-якому перетині, а також залежністю кореляційної функції тільки від різниці наробітку, що відповідає цим перетинам.

У низці випадків при апроксимації функції зміни параметра пристрою враховується припрацювання його елементів, упродовж якого спостерігається короткочасне різке збільшення зміни параметра. У цьому випадку величину $\Delta X_e(t)$ доцільно розглядати у вигляді

$$\Delta X_{\phi}(t) = V_c \varphi_T(t) + V_t \varphi_e(t) + \Delta \Pi, \quad (24)$$

де $\Delta \Pi$ — показник, що характеризує припрацювання елементів пристрою, чисельно дорівнює значенню $\Delta X_{\phi}(t)$ при $t=0$.

Вираз (24) забезпечує досить хорошу апроксимацію відхилення параметра пристрою від кінця припрацювання до моменту досягнення граничного (припустимого) відхилення ΔX_d .

Для більшості гідравлічних і пневматичних агрегатів систем обладнання літальних апаратів має місце відносно невелика зміна параметрів, що визначають їхній технічний стан протягом припрацювання в порівнянні з граничними відхиленнями цих параметрів. У зв'язку з цим варіація показника $\Delta \Pi$, що є по своїй природі випадковим, виявляється величиною другого порядку, яким можна зневажити. Це дозволяє його розглядати як детерміновану величину.

Характер зміни параметра $\Delta X_{\phi}(t)$ визначається детермінованою функцією $\varphi_T(t)$. У якості неї використовуються: лінійна, експоненціальна, дрібно-лінійна функції багаточленного ступеня й інші аналітичні вирази. Критерієм вибору тієї чи іншої функції служить близькість значень апроксимуючої функції фактичним реалізаціям зміни параметра пристрою. При цьому недостатньо

тільки хорошого узгодження математичного очікування з усередненою експериментальною кривою; як критерій апроксимації рекомендується використовувати коефіцієнти варіації, тому що при недостатній узгодженості теоретичної кривої з фактичною реалізацією зміни параметра має місце різке збільшення коефіцієнта варіації, що свідчить про недостатню точність проведення апроксимації.

У роботі [12] підкреслюється, що при виборі критерію узгодження перевагу варто віддавати коефіцієнту варіації ресурсу пристрою. Коефіцієнт варіації ресурсу більш інформативний, оскільки відображає зміну стану пристрою у всьому діапазоні зміни визначальних параметрів, у той час як коефіцієнти варіації зміни окремих структурних чи функціональних параметрів пристрою можуть лише локально відображати ступінь апроксимації тільки на одній або декількох ділянках кривої $\Delta X_{\phi}(t)$.

Проведені дослідження [9, 12] показали, що для гідравлічних і пневматичних агрегатів систем обладнання літальних апаратів у багатьох випадках як апроксимуючу функцію $\varphi_T(t)$ доцільно використовувати степеневу функцію. У цьому випадку зміна параметра пристрою визначиться як

$$\Delta X_{\phi}(t) = V_c t^{\alpha} + V_t \varphi_e(t) + \Delta \Pi, \quad (25)$$

де α — показник степені, що визначає характер зміни $\Delta X_{\phi}(t)$.

При $\Delta X_e(t) = 0$ маємо вираз

$$\Delta X(t) = \Delta X_{\phi}(t) - \Delta \Pi = V_c t^{\alpha}. \quad (26)$$

У виразі (26) V_c чисельно можна розглядати як швидкість зміни параметра при $t = 1$, зменшену в α разів.

Аналіз виразів (25) і (26) свідчить, що степенева функція проста і має достатню універсальність. Її коефіцієнти мають чіткий фізичний зміст. При $\alpha = 1$ і $\Delta X_{\phi}(t)$ апроксимуюча функція (25) є випадковою лінійною функцією. Отже швидкість зміни параметра пристрою є постійною. При $\alpha > 1$ і $0 < \alpha < 1$ має місце безупинна строго монотонна зростаюча чи збутна швидкість зміни параметра. У першому випадку відхилення параметра характеризуватиметься увігнутою кривою, у другому — опуклою доверху. Зазначені властивості забезпечують відносну зручність використання степеневої функції в якості апроксимуючої при вирішенні питання прогнозування структурних та функціональних параметрів гідравлічних і пневматичних пристроїв.

Для зміни Y_i структурного параметра пристрою вираз (25) можна записати у вигляді

$$\Delta Y_i(t) = V_{c_i} t^{\alpha_i} + \Delta Y_{e_i} + \Delta \Pi_{y_i}, \quad (27)$$

де $\Delta Y_i(t)$ — зміна структурного параметра пристрою (розмір деталі, величина зазору в сполученій парі і таке інше); ΔY_{e_i} — випадкове відхилення фактичної зміни

параметра від теоретичної реалізації під впливом варіації зовнішніх експлуатаційних факторів; $\Delta \Pi_{y_i}$ — значення параметра, що визначається процесом припрацювання.

Аналогічно для Z_i функціонального параметра пристрою чи системи у цілому

$$\Delta Z_i(t) = B_{c_i} t^{\beta_i} + \Delta Z_{e_i} + \Delta \Pi_{z_i}, \quad (28)$$

де B_{c_j} — швидкість зміни j -го функціонального параметра від наробітку, β_j — показник степеня.

Значення параметрів $V_{c_i}, B_{c_j}, \alpha_i$ і β_i визначаються експериментально за результатами обробки статистичних даних.

Як приклад практичної реалізації використання випадкової степеневої функції для прогнозування структурних і функціональних параметрів окремих агрегатів систем авіаційного гідропривода, можна відзначити роботи [12, 16, 17].

Результати прогнозування зміни подачі авіаційного гідронасоса НП72М в експлуатації були використані в роботі [18] для розробки методики оцінки залишкового ресурсу насоса. На рисунку 2 наведено залежність зміни математичного очікування подачі авіаційного гідронасоса в експлуатації.

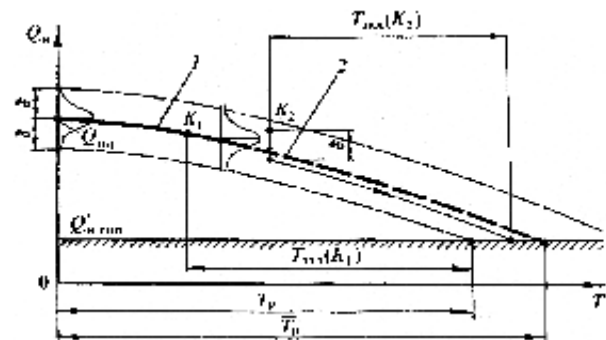


Рисунок 2 — Залежність математичного очікування зміни подачі насоса від наробітку в експлуатації [18]:

- 1 — експериментальна статистична крива;
- 2 — крива прогнозування

З урахуванням зсуву нижньої довірчої границі $Q_H(t)$ залишковий ресурс насоса $T_{зал}$, що виробляє насос з імовірністю $P^*(T_p)$, визначиться як

$$T_{зал} = \left(\frac{Q_K(t_K) - (Q_H^{min} + q\sigma_Q)}{\varphi_Q} \right)^{1/\beta}, \quad (29)$$

де $Q_K(t_K)$ — подача насоса, яку він має в момент контролю його технічного стану t_K , Q_H^{min} — мінімально

допустима подача насоса, яку він може мати в процесі експлуатації, q — коефіцієнт зв'язку між довірчим інтервалом δ і дисперсією σ'_Q відхилення базової статистичної вибірки зміни подачі насоса $Q_H(t)$ від її математичного очікування $Q'_H(t)$, φ_q і β — параметри апроксимуючої випадкової степеневі функції: показник степеня β і коефіцієнт φ_q , що враховує швидкість зміни подачі насоса $Q_H(t)$ від наробітку.

Імовірність $P^*(T_p)$ є нормованим значенням імовірності виробітку насосом ресурсу T_p .

Для графічного визначення величини $T_{зал}$ необхідно на кривій математичного очікування зміни подачі $Q_H(t)$ (рисунок 2) нанести точку K , яка відповідає значенню подачі насоса $Q_K(t_K)$ в момент контролю, а по осі абсцис знайти значення $T_{зал}$ як відстань по осі наробітку від точки K до точки перетинання нижньої довірчої границі функції з рівнем припустимого в експлуатації за технічними вимогами зменшення подачі насоса Q_{min}^* .

Прогнозування зміни параметрів пневматичних клапанів з електромагнітним приводом методом направленої селекції

В якості об'єкта досліджень було обрано малогабаритний клапан з поляризованим двопозиційним електромагнітним приводом розробки ПАТ "Київське центральне конструкторське бюро арматуробудування" (КЦКБА) (рисунок 3), який широко використовується в системах енергоживлення космічних об'єктів.

Метою досліджень було на основі прогнозування виявити ресурсні можливості клапанів даного типу з урахуванням можливих експлуатаційних змін його технічного стану в процесі виробітку ресурсу [19, 20].

При проведенні досліджень вирішувалися задачі розробки методики прогнозування зміни технічного стану клапана з використанням методів направленої селекції, а також наукового обґрунтування практичних рекомендацій щодо удосконалення конструкції клапана і збільшення його ресурсу.

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

- менше споживання електроенергії;
- незначний розігрів електромагніта з огляду на короткочасність імпульсу (0,1–0,2 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 під напругою;
- при випадкових збоях упродовж подачі електроживлення зберігають задане положення клапана в знеструмленому стані.

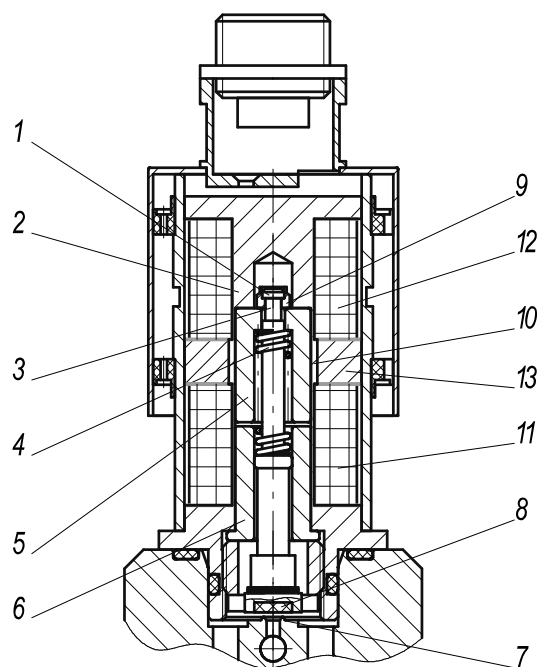


Рисунок 3 — Конструктивна схема клапана з двопозиційним електромагнітним приводом:
 1 — головка штока; 2 — корпус електромагніта;
 3 — шийка штока; 4 — буферна пружина;
 5 — повзун (якір); 6 — нижній стоп; 7 — сідло;
 8 — золотник; 9 — стопорна шайба; 10 — трубка розподільна; 11 — обмотка закриття; 12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

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

Для оцінки технічних можливостей клапанів даного типу було проведено спеціальні ресурсні випробування дослідних зразків клапанів на спеціальному стенді до повного вичерпання їх ресурсних можливостей [19].

Випробування проводились для різних матеріалів штока — сталь 08X18H10T, алюміній АК4-1 та титан ВТ5-1.

В процесі випробувань періодично, через кожні 20 тис. циклів спрацьовування, що склали один блок-цикл, 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 h . Було сфотографовано деталі клапанів після відмови, а також проведені дослідження поверхонь контактів та місць руйнувань механічних елементів клапана.

Аналіз отриманих експериментальних даних показав, що при спрацьовуванні клапана мають місце характерні процеси. При відкритті клапана (переміщенні рухомої його частини від сідла) відбувається:

- ударне циклічне контактування повзуна 5 і шайби 9, що призводить до викришування внаслідок втоми тор-

цевих поверхонь контакту і зміни відносного положення деталей 5 і 9;

- циклічне прикладання розподіленого імпульсного зусилля, нормального до площини контакту шайби і головки штока, що призводить до зміни форми деталей 9 і 3 внаслідок накопичення однібічних 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 поверхонь контакту деталей 5 і 2.

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

- 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, в процесі зворотно-поступального руху рухомої частини клапана має місце процес зносу циліндричних поверхонь повзуна 5 і розподільної трубки 10. Внаслідок цього відбувається поступова деградація мікрорельєфу поверхонь тертя і збільшення сил тертя.

У результаті проведених досліджень було виявлено, що в процесі виробітку ресурсу має місце пластична деформація деталей рухомої частини клапана.

Суттєво змінюється положення повзуна 5 відносно шайби 9 і штока 3 внаслідок утворення кільцевої канавки на торцевій поверхні повзуна (c'') та пластичної деформації деталей 3 і 9 на величину c' (рисунок 4), що призводить до зменшення ходу золотника на величину

$$\Delta h = c' + c'',$$

а також збільшується довжина камери під буферну пружину 4, що призводить до зменшення встановлювального і робочого зусилля пружини.

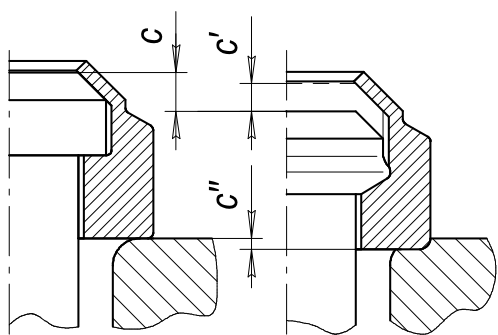


Рисунок 4 — Зміна форми головки штока і стопорної шайби в процесі напрацювання ресурсу клапана

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

За результатами отриманих експериментальних даних було побудовано залежності (рисунок 5) зміни функціональних параметрів клапана і ходу його золотника від кількості блок-циклів спрацьовування ($N_{\text{б.ц}} = 20000 N$).

Проведені дослідження свідчать, що для даного типу клапана найбільш суттєвим є зменшення впродовж виробітку ресурсу ходу золотника h (рисунок 6). Таким чином, параметр h є критичним і може бути використаний для оцінки ресурсних можливостей клапана.

Оскільки контроль параметра h у процесі експлуатації клапана суттєво ускладнений, виникла необхідність визначення залежності його величини від інших функціональних параметрів клапана: $U_{\text{відкр}}$, $t_{\text{відкр}}$ і $U_{\text{закр}}$, $t_{\text{закр}}$, контроль яких протягом експлуатації не спричиняє ускладнень.

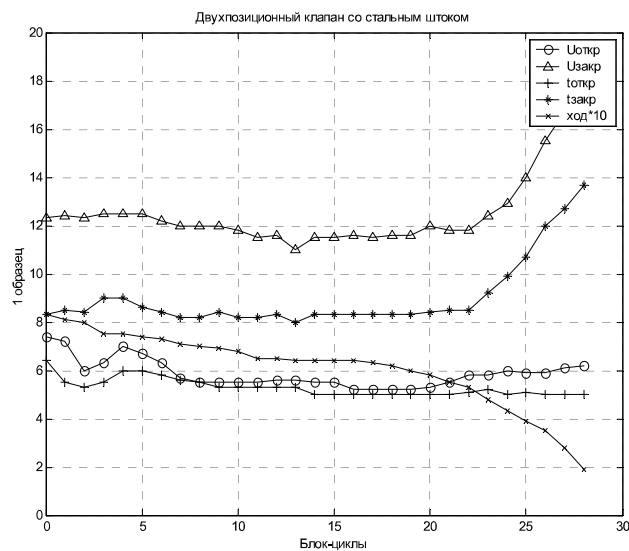


Рисунок 5 — Залежності зміни функціональних параметрів клапана зі сталевим штоком від кількості блок-циклів спрацьовування

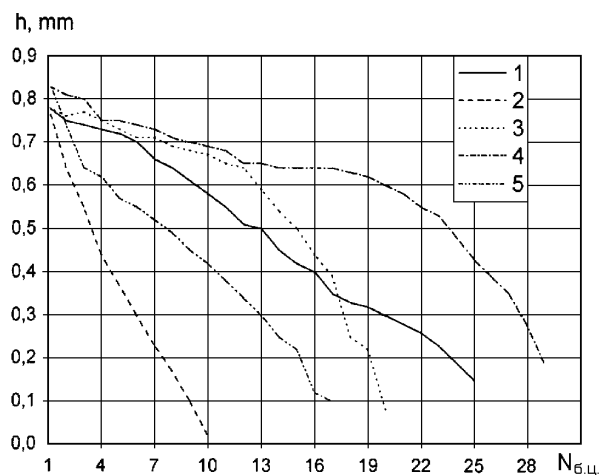


Рисунок 6 — Експериментальні залежності зміни ходу золотника клапана від кількості блок-циклів напрацювання

Для вирішення цієї задачі було застосовано відомі багатопараметричні моделі з використанням методів направленої селекції [17].

У загальному випадку, якщо процес характеризується декількома незалежними параметрами, модель тренда має вигляд

$$y_p(t) = f(x_i(t), t, a_1, a_2, \dots, a_k), \quad (30)$$

де $x_i(t)$, $i = \overline{1, r}$ — незалежні змінні.

Для оцінки параметрів моделей тут також може використовуватися метод найменших квадратів (МНК), в рамках якого задача записується у наступному вигляді:

$$\Phi = \sum_{i=1}^n (f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ri}, t_i, a_1, a_2, \dots, a_k) - y_i)^2 \rightarrow \min,$$

де: a_j — невідомі коефіцієнти; $\Psi_j(x_{1i}, x_{2i}, \dots, t)$ — опорні функції, $j = \overline{1, m}$; m — число опорних функцій; $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ri}, t_i, y_i$ — експериментальні значення незалежних і залежної змінних в i -й точці, $i = \overline{1, n}$; $y_{pi} = f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, t_i)$ — розрахункове значення залежної змінної в i -й точці, n — число точок; x_1, x_2, \dots, x_r, t — незалежні змінні, r — число незалежних змінних.

Сума квадратів Φ досягає мінімуму, коли дорівнюють нулю частинні похідні по коефіцієнтах a_j

$$\begin{cases} \frac{dS}{da_j} = -2 \sum_{i=1}^n (f_i - \sum_{j=1}^m a_j \Psi_j(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ri}, t_i)) \times \\ \times \Psi_j(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ri}, t_i) = 0, \quad j = \overline{1, m}. \end{cases}$$

В якості моделей процесів можуть використовуватися адитивні і мультиплікативні моделі, складені з опорних функцій, які можуть бути степеневими, тригонометричними, логарифмічними і експоненціальними функціями, а також їх комбінаціями.

Для вирішення задачі прогнозування можна скористатися методами направленої селекції: багаторядності, покрокової регресії або групового урахування аргументів [17]. При достатньо широкому наборі опорних функцій ці методи дають можливість прогнозувати ряди з довільною динамікою.

Покрокова множинна регресія є статичним методом аналізу зв'язку між залежною змінною y та множиною незалежних змінних (x_1, x_2, \dots, x_r) , а також служить для вибору незалежних змінних за порядком їх значимості. Критерій значимості ґрунтується на зменшенні сум квадратів, а незалежна змінна, що впливає на це зменшення в даному полі, вводиться до регресії. В якості залежної змінної можна прийняти будь-яку змінну з початкової множини. Певна множина змінних може бути примусово введена до регресії, також деяка інша множина може бути відкинута.

Аналогічні процедури відбору опорних функцій і побудови моделі тренда мають методи направленої багаторядної селекції і МГОА [17].

Вибір моделі оптимальної складності здійснюється на основі регуляризованих функціоналів, що базуються на критеріях регуляризації:

- максимального відносного відхилення

$$\delta_1 = \min_i \left(\frac{|y_i - y_{pi}|}{|y_i| + \alpha y_s} \right), \quad i = \overline{1, n}; \quad (31)$$

- відносної точності апроксимації

$$\delta_2 = \frac{\sqrt{S^2}}{y_s} = \sqrt{\frac{\sum (y_i - y_{pi})^2}{\sum y_i^2}}, \quad (32)$$

де S^2 — середньоквадратична похибка,

$$S^2 = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - y_{pi})^2}; \quad y_s = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^2}. \quad (33)$$

Зокрема, для вибору моделі оптимальної складності серед моделей різного порядку (від 1-го до m -го) використовуються критерії регуляризації — відносного максимального відхилення, відносної точності апроксимації, а серед моделей одного порядку — середнє квадратичне відхилення. Як критерій якості опису (достовірності прогнозу) використовується коефіцієнт множинної кореляції R , скоректований для ступенів свободи за формулою

$$R_c = \sqrt{1 - (1 - R^2)(n - 1)/(n - k)}, \quad (34)$$

де n — число спостережень процесу; k — число визначених коефіцієнтів a_i ($i = \overline{1, k}$), і стандартна помилка оцінки

$$s_{y,1,2,\dots,i} = \sqrt{\frac{D - S_{\text{сим}}}{n - k - 1}}, \quad S_{\text{сим}} = \sum_{i=1}^n (y_i - f(\bar{x}_i))^2, \quad (35)$$

де $D = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$, $s_c = s_{y,1,2,\dots,i} \sqrt{(n - 1)/(n - k)}$,

скоректована з урахуванням ступенів свободи за формулою

$$s_c = s_{y,1,2,\dots,i} \sqrt{(n - 1)/(n - k)}. \quad (36)$$

Для оцінки достовірності моделі використовується F -критерій Фішера

$$F = \frac{S_{\text{cum}} / k}{(D - S_{\text{cum}}) / (n - k - 1)} \geq F_{1-\alpha}, \quad (37)$$

де $F_{1-\alpha}$ — табличне значення F -критерію при заданій вірогідності α неприйняття гіпотези про рівність нулю дисперсійного відношення.

Процес прогнозування експлуатаційних змін параметрів і ресурсу ЕМК і в цьому випадку заснований на прогнозуванні зміни параметра ходу штока h , який прийнято як залежну змінну, за заданими значеннями незалежних змінних, в якості яких прийнято поточне напруження (число циклів N), а також наступні функціональні параметри клапана: напруга відкриття $U_{\text{відкр}}$, напруга зак-

риття $U_{\text{закр}}$, час відкриття $t_{\text{відкр}}$, час закриття $t_{\text{закр}}$. При цьому вважається, що похибки прогнозу розподілені нормально щодо лінії регресії і взаємно незалежні. Перетин параметром h рівня 0,1 мм є ознакою відмови клапана.

У таблиці 1 наведено результати проведеного регресійного аналізу (покрокової регресії) для двопозиційного клапана з електромагнітним приводом типу ДШК із сталевим штоком на базі п'яти експериментальних зразків клапана для п'ятифакторної моделі. Одержана лінійна модель з якнайкращою структурою

$$h = 1,0178 - 0,049627 * U_{\text{закр}} - 3,0295e - 7 * N + 0,036002 * U_{\text{відкр}} \quad (38)$$

є функцією трьох параметрів, введених в модель залежно від їх рівня значимості. Решта параметрів: час відкриття $t_{\text{відкр}}$ і час закриття клапана $t_{\text{закр}}$ мають малу значимість і тому до даної моделі не включено.

Таблица 1

Множинний коефіцієнт кореляції,		9.4809e-001	
скорегований на ступінь свободи		9.4700e-001	
Значення F для дисперсійного аналізу		2.8739e+002	
Стандартна похибка оцінки,		6.7225e-002	
коригована на ступінь свободи		6.7908e-002	
Змінна	Коефіцієнт регресії	СКВ регресії	Значення t-критерію
$U_{\text{закр}}$	-4.9627e-002	3.2786e-003	-1.5137e+001
N	-3.0295e-007	5.2633e-008	-5.7560e+000
$U_{\text{відкр}}$	3.6002e-002	9.6567e-003	3.7282e+000
Перетин		1.0678e+000	

Таблица 2

Множинний коефіцієнт кореляції,		9.1744e-001	
скорегований на ступінь свободи		9.1582e-001	
Значення F для дисперсійного аналізу		2.1136e+002	
Стандартна похибка оцінки,		7.6540e-002	
коригована на ступінь свободи		7.7254e-002	
Змінна	Коефіцієнт регресії	СКВ регресії	Значення t-критерію
$U_{\text{закр}}$	-4.1863e-002	2.8381e-003	-1.4750e+001
N	2.8944e-002	6.5567e-003	4.4145e+000
$U_{\text{відкр}}$	-2.4431e-007	5.5114e-008	3.7282e+000
w	-4.6229e-002	1.3640e-002	-3.3892e+000
Перетин		9.8756e-001	

Таблица 3

Множинний коефіцієнт кореляції,		9.3435e-001	
скорегований на ступінь свободи		9.3264e-001	
Значення F для дисперсійного аналізу		2.1724e+002	
Стандартна похибка оцінки,		6.8771e-002	
коригована на ступінь свободи		6.9631e-002	
Змінна	Коефіцієнт регресії	СКВ регресії	Значення t-критерію
$U_{\text{закр}}$	-4.5229e-002	2.8419e-003	-1.5915e+001
$U_{\text{відкр}} \times t_{\text{відкр}}$	6.2082e-003	8.2335e-004	7.5401e+000
$U_{\text{відкр}} \times N$	-5.6039e-008	8.4494e-009	-6.6323e+000
$U_{\text{відкр}} \times w$	-1.7712e-002	2.9236e-003	-6.0583e+000
$N \times w$	3.3928e-007	7.0559e-008	4.8084e+000
Перетин		1.0274e+000	

Другим прикладом є побудована лінійна модель найкращої структури двопозиційного клапана з електромагнітним приводом типу ДШВ зі сталевим і алюмінієвим штоками на базі 8-ми (5+3) зразків для 6-факторної моделі. Шостим незалежним параметром прийнято параметр матеріалу w ($w = 1$ — сталь, $w = 2$ — алюміній). У таблиці 2 наведено результати покрової регресії.

Одержана у цьому випадку лінійна модель якнайкращої структури є функцією чотирьох параметрів

$$h = 0,98756 - 0,041863 * U_{\text{закр}} + \quad (39)$$

$$+ 0,028944 * U_{\text{відк}} - 2,4431e -$$

$$- 7 * N - 4,6229e - 2 * w.$$

Подальше підвищення якості отримання моделей з якнайкращою структурою засновано на застосуванні нелінійних моделей. При цьому у якості опорних функцій було використано комбінації початкових параметрів. У таблиці 3 наведено результати побудови нелінійної регресійної моделі для даних, аналогічних другому прикладу.

Одержана у цьому випадку нелінійна модель якнайкращої структури є функцією п'яти параметрів і включає 6 коефіцієнтів

$$h = 1,0274 - 0,045229 * U_{\text{закр}} + \quad (40)$$

$$+ 0,0062082 * U_{\text{відк}} * t_{\text{відк}} - 5,6039e -$$

$$- 8 * U_{\text{відк}} N - 0,017712 * U_{\text{відк}} * w + 3,3928e -$$

$$- 7 * N * w.$$

Одержані залежності (38), (39) і (40) величини ходу золотника h від функціональних параметрів клапана з урахування матеріалу штока дозволяють з необхідною вірогідністю прогнозувати зміну цього параметра при виробітку ресурсу клапана.

Висновки

1. У якості моделей процесів зміни структурних і функціональних параметрів гідравлічних і пневматичних агрегатів можуть використовуватися адитивні і мультиплікативні моделі, складені з опорних функцій, які можуть бути степеневими, тригонометричними, логарифмічними і експоненціальними функціями, а також їх комбінаціями. Найдоцільніше використовувати степеневі функції, що мають детерміновану і стохастичну складову.

2. Для вирішення задачі прогнозування можна скористатися методами направленої селекції: багаторядності, покрової регресії або групового урахування аргументів. При достатньо широкому наборі опорних функцій ці методи дають можливість прогнозувати можливі зміни параметрів агрегатів з довільною динамікою.

3. В окремих випадках для прогнозування можливих змін параметрів агрегатів, спричинених процесами зношування, доцільно застосовувати метод кусочно-лінійної апроксимації, який засновано на використанні марковської моделі процесу зносу. Для отримання необхід-

ної точності прогнозування час апроксимації не повинен бути більшим за $2T$, де T — час, за який отримано статистичні дані. При цьому вважається, що фізичні аспекти процесу зносу у сполучених парах гідравлічного агрегата на період прогнозування суттєво не змінюються.

4. Представлено імовірнісну математичну модель прогнозування зміни величини ходу золотника у пневматичному клапані з двопозиційним електромагнітним приводом із використанням методів направленої селекції. Отримано імовірнісні математичні залежності величини ходу золотника клапана від числа циклів спрацьовування клапана з урахуванням зміни інших функціональних параметрів клапана і матеріалу штока.

Література

1. Болотин, В.В. Прогнозирование ресурса машин и конструкций / В.В. Болотин. — М.: Машиностроение, 1984. — 312 с.
2. Переверзев, Е.С. Параметрические модели отказов и методы оценки надёжности технических систем / Е.С. Переверзев, Л.Д. Чумакова. — К.: Наукова думка, 1989. — 184 с.
3. Проников, А.С. Параметрическая надёжность машин / А.С. Проников. — М.: МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2002. — 580 с.
4. Сырицин, Т.А. Надёжность гидро- и пневмоприводов / Т.А. Сырицин. — М.: Машиностроение, 1982. — 216 с.
5. Сырицин, Т.А. Эксплуатация и надёжность гидро- и пневмоприводов / Т.А. Сырицин. — М.: Машиностроение, 1990. — 247 с.
6. Чегодаев, Д.Е. Гидропневмотопливные агрегаты и их надёжность / Д.Е. Чегодаев, О.П. Мулюкин. — Куйбышев, 1990. — 104 с.
7. Михлин, В.М. Прогнозирование технического состояния машин / В.М. Михлин. — М.: Колос, 1976. — 288 с.
8. Харазов, А.М. Техническая диагностика гидроприводов машин / А.М. Харазов. — М.: Машиностроение, 1979. — 112 с.
9. Комаров, А.А. Надёжность гидравлических устройств самолетов / А.А. Комаров. — М.: Машиностроение, 1976. — 224 с.
10. Комаров, А.А. Надёжность воздушных судов: Учебное пособие / А.А. Комаров. — К.: КМУГА, 1995. — 416 с.
11. Бабанская, В.Д. Исследование надёжности аксиально-поршневых насосов гидросистем гражданских самолётов с применением метода ускоренных испытаний / В.Д. Бабанская. Дисерт. на соиск. уч. степ. канд. техн. наук — К.: КИИГА, 1975. — 194 с.
12. Надёжность гидравлических систем воздушных судов / Т.М. Башта, В.Д. Бабанская, Ю.С. Головкин и др.: Под ред. Т.М. Башты. — М.: Транспорт, 1986. — 279 с. (Надёжность и качество).

13. Барзилович, Е.Ю. Надёжность авиационных систем / Е.Ю. Барзилович, В.Г. Мезинцев, М.В. Савельев. — М.: Транспорт, 1980. — 186 с.
14. Барлоу, Р. Статическая теория надёжности и испытания на безотказность / Р. Барлоу, Ф. Прошан. — М.: Наука, 1984. — 234 с.
15. Райншке, К. Модели надёжности и чувствительности систем / К. Райншке. — М.: Мир, 1979. — 452 с.
16. Зайончковский, Г.И. Прогнозирование изменения подачи авиационных насосов в процессе эксплуатации / Г.И. Зайончковский, С.П. Ветров. — М.: 1985. — Рукопись представлена КИИГА. Деп. в ЦНТИ 29.07.1985, 3344га-85Деп.
17. Ветров, А.Н. Вероятностные методы оценки остаточного ресурса конструктивных элементов ГТД в эксплуатации / А.Н. Ветров, А.Г. Кучер // Проблемы прочности. — 1989. — №8. — С. 70—76.
18. Ветров, С.П. Прогнозирование изменения структурных и функциональных параметров авиационных гидронасосов регулируемой подачи / С.П. Ветров. Дис. на соиск. уч. степ. канд. техн. наук. — К.: КИИГА, 1988. — 189 с.
19. Рыкунич, Ю.Н. Изменение технического состояния контактирующих деталей электромагнитных клапанов при эксплуатации / Ю.Н. Рыкунич, А.Е. Ситников, Г.И. Зайончковский, В.Ф. Лабунец // Вибрации в технике и технологиях. — 2003. — № 3 (29) — С. 46—51.
20. Рыкунич, Ю.Н. Прогнозирование технического состояния клапанов с электромагнитным приводом с использованием методов направленной селекции / Ю.Н. Рыкунич, А.Е. Ситников, Я.Б. Федоричко, Г.И. Зайончковский // Вестник Харьковского национального автомобильно-дорожного университета. — 2007. — Вып. 38. — С.184—186.
7. Mikhlin, V.M. Prohnozirovanie tekhnicheskoho sostoyaniya mashin / V.M. Mikhlin. — М.: Kolos, 1976. — 288 s.
8. Khazarov, A.M. Tekhnicheskaya diahnostika hidropriwodov mashin / A.M. Khazarov. — М.: Mashinostroenie, 1979. — 112 s.
9. Komarov, A.A. Nadezhnost hidravlicheskiykh ustroystv samoletov / A.A. Komarov. — М.: Mashinostroenie, 1976. — 224 s.
10. Komarov, A.A. Nadezhnost vozdushnykh sudov / A.A. Komarov. — К.: КМУНА, 1995. — 416 s.
11. Babanskaya, V.D. Issledovanie nadezhnosti aksialno-porshnevnykh nasosov hidrosistem hrazhdanskikh samoletov s primeneniem metoda uskorennykh ispytaniy / V.D. Babanskaya. Dissert. na soisk. uch. step. kand. tekhn. nauk — К.: КИНА, 1975. — 194 s.
12. Bashta, T.M. Nadezhnost hidravlicheskiykh sistem vozdushnykh sudov / T.M. Bashta, V.D. Babanskaya, Yu.S. Holovko i dr.: Pod red. T.M. Bashty. — М.: Transport, 1986. — 279 s. (Nadezhnost i kachestvo).
13. Barzilovich, E. Yu. Nadezhnost aviatsionnykh sistem / E. Yu. Barzilovich, V.H. Mizintsev, M.V. Savelev. — М.: Transport, 1980. — 186 s.
14. Barlou, R. Statisticheskaya teoriya nadezhnosti i ispytaniya na bezotkaznost / R. Barlou, F. Proshan. — М.: Nauka, 1984. — 234 s.
15. Raynshke, K. Modeli nadezhnosti i chuvstvitelnosti sistem / K. Raynshke. — М.: Mir, 1979. — 452 s.
16. Zayonchkovskiy, H.Y. Prohnozirovanie izmeneniya podachi aviatsionnykh nasosov v protsesse ekspluatatsii / H.Y. Zayonchkovskiy, S.P. Vetrov. — М.: 1985. — Rukopis predstavlena КИНА. Dep. V TsNTI 29.07.1985, 3344ha-85Dep.
17. Vetrov, A.N. Veroyatnostnye metody otsenki ostatochno resursa konstruktivnykh elementov HTD v ekspluatatsii / A.N. Vetrov, A.H. Kucher // Problemy prochnosti. — 1989. — №8. — S. 70—76.
18. Vetrov, S.P. Prohnozirovanie izmeneniya strukturnykh i funktsionalnykh parametrov aviatsionnykh nasosov rehliruemoy podachi / S.P. Vetrov. Dis. na soisk. uch. step. kand. tekhn. nauk. — К.: КИНА, 1988. — 189 s.
19. Rykunich, Yu.N. Izmenenie tekhnicheskoho sostoyaniya kontaktiruyuschikh detaley elektromahnitnykh klapanov pri ekspluatatsii / Yu.N. Rykunich, A.E. Sytnikov, H.Y. Zayonchkovskiy, V.F. Labunets // Vibratsii v tekhnike I tekhnolohiyakh. — 2003. — №3 (29) — S. 46—51.
20. Rykunich, Yu.N. Prohnozirovanie tekhnicheskoho sostoyaniya klapanov s elektromahnitnym privodom s ispolzovaniem metodov napravlennoy selektsii / Yu.N. Rykunich, A.E. Sytnikov, Ya.B. Fedorichko, H.Y. Zayonchkovskiy // Vestnik Kharkovskoho natsionalnoho avtomobilno-dorozhnoho universiteta. — 2007. — Vyp. 38. — S.184—186.

References

Надійшла 28.10.2013 року

УДК 621.646.4

**АНАЛИЗ МЕТОДОВ ПРОГНОЗИРВАНИЯ
ВОЗМОЖНЫХ ИЗМЕНЕНИЙ СТРУКТУРНЫХ И
ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ ПАРАМЕТРОВ
ГИДРАВЛИЧЕСКИХ И ПНЕВМАТИЧЕСКИХ
АГРЕГАТОВ В ПРОЦЕССЕ ВЫРОБОТКИ РЕСУРСА****Г.И. Зайончковський, Ю.С. Головко,
В.С. Дидух, П.О. Надточий**

Приведены результаты сравнительного анализа эффективности применения различных методов прогнозирования возможных изменений структурных и функциональных параметров гидравлических и пневматических агрегатов в процессе выработки ресурса. Рассмотрены особенности применения метода кусочно-линейной аппроксимации изменения зазоров в сопряженных парах качающего узла аксиально-поршневого гидронасоса. Даны рекомендации по выбору аппроксимирующей функции для прогнозирования изменения функциональных параметров гидравлических и пневматических агрегатов, используемых в авиакосмической технике. Показана возможность применения метода направленной селекции для прогнозирования изменения технического состояния пневматических клапанов с электромагнитным приводом.

Ключевые слова: гидравлические, пневматические приводы, определение ресурса, рекомендации по выбору параметров.

UDC 621.646.4

**ANALYSIS OF METHODS APPLICATION OF
POSSIBLE CHANGE OF STRUCTURAL AND
FUNCTIONAL PARAMETERS OF HYDRAULIC
AND PNEUMATIC UNITS IN THE PROCESS OF
THE RESOURCE EXECUTION ARE GIVEN****G.Yo. Zayonchkovskiy, Yu.S. Golovko,
V.S. Diduhk, P.O. Nadtochiy**

The results of comparative analysis of efficiency of different forecasting methods application of possible change of structural and functional parameters of hydraulic and pneumatic units in the process of the resource execution are given. The features of application of piecewise linear approximation of clearances change method in associated pairs of pumping unit of axial-piston hydro pump were considered. Recommendations on the choice of the approximation function for forecasting functional parameters change of hydraulic and pneumatic units used in aerospace industry. The possibility of applying the directional selection method for forecasting technical state change of pneumatic valves with electro-magnetic drive is shown.

Key words: hydraulic and pneumatic units, resource execution, recommendations on the choice of the parameters