

Створення ж в Україні більш дорогих систем «розтягування часу», необхідних для проведення детального аналізу сигналів у лабораторних умовах, слід вважати перспективною задачею наступних етапів.

Наявність достатньої кількості ультразвукових детекторів різних типів є необхідною умовою для здійснення загальнонаціональних досліджень статусу й розповсюдження цих унікальних тварин в Україні та виконання державою своїх зобов'язань як відповідального учасника міжнародних природоохоронних угод.

Список літератури

1. Айрапетьянц Э.Ш., Константинов А.И. Эхолокация в природе. – Л.: Наука. – 1974. – 512 с.
2. Ahlen I., Pettersson L., Svardstrom A. An instrument for detecting bat and insect sounds // Myotis. – 1983. – № 21 – 22. – P. 82–88.
3. Pettersson L. Ultrasound detectors: different techniques, purposes and methods // Proceedings of the 1st European Bat Detector Workshop: K. Kapteyn (ed.). – Amsterdam, 1993. – P. 11–19.
4. Petterson L. Bat Sound // Bats. – 2001. Vol. 19, № 4. – P. 10–12.
5. Fenton M.B. Choosing the 'correct' bat detector // Acta Chiropterologica. – 2000. – Vol. 2, No. 2. – P. 215–224.
6. Загороднюк І., Годлевська Л. Ультразвукові сигнали кажанів України // Novitates Theriologicae. – 2000. – Vol. 1, № 2. – С. 9–10.
7. Larson D.J., Hayes J.P. Variability in sensitivity of Anabat II bat detector and a method of calibration // Acta Chiropterologica. – 2000. – Vol. 2, № 2. – P. 209–213.

Стаття надійшла до редакції 17.06.02.

УДК 629.735.083.064.54

ББК 0 562.2 - 047.2 - 082.051

В.І. Курілов, доц.

СТАТИСТИЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ПАРАМЕТРА КОНТРОЛЮ ЩІТКОВО-КОЛЕКТОРНИХ ВУЗЛІВ

Розглянуто статистичні характеристики оператора функціональної залежності між вхідними та вихідними діагностичними параметрами пристроїв, що призначені для контролю технічного стану авіаційних машин постійного струму й робота яких ґрунтується на використанні інформативних параметрів процесу комутації.

Ефективність діагностування машин постійного струму (МПС), у першу чергу, залежить від вірогідності його результатів і можливості застосування їх для прогнозування технічного стану МПС. Вірогідність результатів діагностування авіаційних МПС за допомогою розроблених на кафедрі електротехніки і світлотехніки Національного авіаційного університету і впроваджених в авіаційну промисловість діагностичних пристроїв ПККИО-1, УДМД 80/120 можна оцінити, аналізуючи оператор функціональної залежності підконтрольного об'єкта, який є багатовимірним із взаємно корельованими у загальному випадку входами.

При оцінці мікропрофілю колектора авіаційних перетворювачів серій ПТ, Ма і ПО та магнітоелектричних двигунів із хвиловими обмотками якоря за допомогою пристроїв відповідно ІС-1 та УДМД 80/120 вхідним параметром є перепад висот між колекторними пластинами (КП) Δh_i , який, в основному, визначає надійну роботу щітково-колекторного вузла (ЩКВ), а вихідним – амплітуда сигналу $u = k \Delta i$ каналу контролю мікропрофілю, (k – коефіцієнт пропорційності, Δi – різниця струмів в однополярних щітках), який має період повтору, що дорівнює часу одного оберту якоря.

Оператор функціональної залежності об'єкта контролю $\Lambda_{\phi}(\Delta h, u)$ побудовано на основі нелінійних диференціальних рівнянь комутаційного процесу, що не мають розв'язку в загальному вигляді і не дають можливості одержати повну аналітичну динамічну модель об'єкта.

За припущення стаціонарності об'єкта з контрольованими входами можна його лінеаризувати в області допустимих робочих режимів поліноміальними функціями. При цьому вхідними параметрами є ергодичні випадкові процеси, у загальному випадку корельовані між собою.

Розглядаючи об'єкт контролю при фіксованих вхідних параметрах X_i , тобто за умови діагностування, що дозволяють зневажати ЕРС, які індукуються в обмотці якоря, і застосовувати для опису процесу комутації класичну теорію Арнольда, для простої хвильової обмотки залежність вихідного параметра діагностування, яким є струм у контурі комутації Δi , від перепаду висот КП Δh_i і стану перехідного опору у ЩКВ можна апроксимувати функцією, яка має вигляд відношення двох поліномів порядків m і n із змінними функціональними коефіцієнтами, які мають нелінійний характер [1]:

$$\Delta i = I_k \frac{\sum_{m=1}^{m=3} A_m(\beta_i, t, m, \Delta h_i) \alpha^m}{\sum_{n=0}^{n=3} B_n(\beta_i, t, n, \Delta h_i) \alpha^n}, \quad (1)$$

де I_k – струм у зовнішньому колі якоря, одержаний від джерела струму; $A_m(\beta_i, t, m, \Delta h_i)$, $B_n(\beta_i, t, n, \Delta h_i)$ – змінні функціональні коефіцієнти; β_i – коефіцієнт відхилення опору окремої КП R_{pi} від його середнього для всіх КП значення $R_{п\text{cp}}$; t – поточне значення часу; α – коефіцієнт співвідношення між середнім значенням перехідного опору повного контакту $R_{п\text{cp}}$ і опором секції R_c . Опір перехідного контакту є нелінійною функцією струму, який протікає крізь щітковий контакт, та тиску, що визначається регламентованим його значенням і перепадом висот Δh_i .

Змінні функціональні коефіцієнти $A_m(\beta_i, t, m, \Delta h_i)$, $B_n(\beta_i, t, n, \Delta h_i)$ та інші величини, що входять у формулу (1), визначаються такими рівняннями:

$$\begin{aligned} A_0 &= 0; \quad A_1 = K_a - K_e; \\ A_2 &= 2 \frac{K_a K_b - K_d K_e + (K_a K_d - K_b K_d)}{z}; \\ A_3 &= K_a K_b (K_d + K_e) - K_d K_e (K_a + K_b); \\ B_0 &= 1; \quad B_1 = K_a + K_e + 2(K_d + K_b); \\ Y_2 &= 2(K_a K_b + K_d K_e) + K_a K_d + K_e (K_a + K_b) + 3K_b K_d; \\ Y_3 &= K_a K_b (K_d + K_e) + K_d K_e (K_a + K_b); \\ v &= \frac{t}{T}; \quad y = \frac{z \pm 1}{\dot{\alpha}} = \frac{z \pm 1}{2}; \quad \beta_i = \frac{R_{\dot{\alpha}i}}{R_{\dot{\alpha}\dot{\alpha}\dot{\alpha}}}, \quad i = 1; 2; 3; \dots, y, y+1, y+2, \dots, z; \\ R_{\dot{\alpha}i} &= a + \frac{b}{\Delta h_i}; \quad \alpha = \frac{R_{\dot{\alpha}\dot{\alpha}\dot{\alpha}}}{R_c}; \\ K_a &= \frac{\beta_y}{0,5 - v}; \quad K_b = \frac{\beta_{y+1}}{0,5 + v}; \quad K_d = \frac{\beta_1}{1 - v}; \quad K_e = \frac{\beta_2}{v} \quad \text{при } 0 < v < 0,5; \\ K_a &= \frac{\beta_{y+2}}{v - 0,5}; \quad K_b = \frac{\beta_{y+1}}{1,5 - v}; \quad K_d = \frac{\beta_2}{v}; \quad K_e = \frac{\beta_1}{1 - v} \quad \text{при } 0,5 < v < 1, \end{aligned}$$

де T – період комутації; y – результуючий крок обмотки якоря; z – кількість КП; a, b – коефіцієнти нелінійної залежності перехідного опору R_{pi} від висоти КП й струму у ковзному контакті.

Динамічні характеристики такого об'єкта контролю простіше визначити статистичними методами, зокрема, за допомогою регресійного аналізу, що вимагають найменшої апріорної інформації про нього. Для цього розглянемо оператор об'єкта контролю при малих змінах вхідного параметра у вузьких межах регламентованого значення у вигляді функції одного випадкового аргументу, яку у першому наближенні можна лінеаризувати.

Стосовно до регламентованого значення перепадів висот Δh авіаційних МПС існують різні оцінки. За даними [2] допустиме виступання КП для МПС із частотою обертання до 8000 об/хв не може перевищувати 1–4 мкм. Оскільки при діагностуванні МПС діапазон Δh повинен допускати можливість прогнозування, то його інтервал потрібно вибрати за правилом 3σ , де стандартне відхилення σ повинно бути визначене для конкретного типу МПС за результатами їхньої експлуатації.

Оскільки попередньою умовою проведення регресійного аналізу є визначення характеру розподілу вхідного параметра об'єкта контролю, то було побудовано криві їхнього розподілу, аналіз яких дав можливість стверджувати, що для окремо взятих МПС такі числові характеристики як середнє, дисперсія, асиметрія та ексцес кривих розподілу перепадів висот КП залежать від технічного стану колектора, діаметра якоря, кількості КП і напрацювання МПС, тобто закони розподілу перепадів висот КП відрізняються від нормального. Наприклад, для нових МПС ексцес має значне додатне значення, а для МПС із значним напрацюванням – від'ємне. Крім того, значне биття колектора змінює знак функції розподілу на протилежний, тобто закони розподілу перепадів висот КП окремих вибірок схожі на нормальний, але визначаються не тільки математичним сподіванням m і стандартним відхиленням σ , а й моментами вищих порядків.

Для ілюстрації впливу биття поверхні колектора на криву розподілу параметра Δh_i розглянемо статистичні характеристики колектора генератора ГС-18МО № 3321514, який має три контактні доріжки з профілями, показаними на рис. 1.

Як видно з рис. 1, доріжка №1 має значне биття, а доріжки № 2, 3 значні локальні перевищення висот окремих груп КП, що відображено у результатах проведеного статистичного аналізу профілів, поданих у табл. 1.

Як видно з табл. 1, доріжка №1 зі значним биттям і малими перевищенням висот між сусідніми КП має великі значення дисперсії і стандартного відхилення та мале середнє значення, що впливає на характер кривої розподілу (рис. 2, а), яка апроксимується з точністю $R^2 = 0,9991$ рівнянням

$$f_1(\Delta h) = -0,0017\Delta h^6 + 0,1006\Delta h^5 - 1,8051\Delta h^4 + 14,443\Delta h^3 - 56,248\Delta h^2 + 99,536\Delta h - 52.$$

Крім того, від'ємне значення ексцесу E спричинило сідловий характер кривої розподілу, дає можливість за цим фактом виявляти та оцінювати ступінь биття поверхні колектора. Якщо врахувати, що биття колектора спричиняє появу в діагностичному сигналі гармонічної складової з частотою обертання якоря, то можна встановити прямий зв'язок від'ємного знаку й значення ексцесу E з амплітудою цієї складової.

Крива розподілу другої доріжки (рис. 2, б) із точністю $R^2 = 0,8893$ апроксимується рівнянням

$$f_2(\Delta h) = 0,0094\Delta h^6 - 0,3962\Delta h^5 + 6,213\Delta h^4 - 45,983\Delta h^3 + 163,42\Delta h^2 - 247,85\Delta h + 126,$$

а третьої доріжки (рис. 2, в) із точністю $R^2 = 0,9847$ – рівнянням

$$f_3(\Delta h) = -0,0383\Delta h^6 + 1,0692\Delta h^5 - 11,531\Delta h^4 + 60,968\Delta h^3 - 164,38\Delta h^2 + 209,75\Delta h - 95.$$

Знаходження параметрів, які входять в емпіричні формули, що описують експериментально одержані закони розподілу, виконувалося за допомогою ліній тренда програми Excel 2000 методом найменших квадратів, а підбір оптимальних типів математичних залежностей і порядку поліномів – за найвищим значенням показника точності апроксимації:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{j=n} (f(\Delta h)_j - \bar{f}(\Delta h)_j)^2}{\sum_{j=1}^{j=n} (f(\Delta h)_j)^2 - \frac{(\sum_{j=1}^{j=n} f(\Delta h)_j)^2}{n}}$$

де n – кількість точок виміру; $f(\Delta h)_j$ і $\hat{f}(\Delta h)_j$ – відповідно вимірні і розрахункові значення функцій $f(\Delta h)$.

Зважаючи на різноманітність законів розподілу доцільно розділити генеральну сукупність на три групи з визначеними характеристиками кривих розподілу і проводити діагностування з урахуванням властивостей кожної групи або підібрати таку функцію для кривої розподілу генеральної сукупності, яка б враховувала характер кривих розподілу окремих груп, була б симетричною до лінії математичного сподівання $M[\Delta H]$ і змінювала свій знак залежно від значення дисперсії $D[\Delta H]$, наприклад:

$$F(\Delta h) = ae^{b\Delta h + c(\Delta h)^2} = a \exp\{b\Delta h + c(\Delta h)^2\} \quad \text{при} \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f(\Delta h) d(\Delta h) = 1;$$

$$M[\Delta H] = -\frac{b}{2c}; \quad a = f(D[\Delta H]); \quad ac \neq 0,$$

де a, b, c – коефіцієнти, що залежать від числових характеристик кривої розподілу мікропрофілю колектора $[\Delta H]$.

Регресійний аналіз треба проводити за умови, що закони розподілу вхідних параметрів невідомі.

Регресійний аналіз характеристик оператора статистичної залежності $\Lambda_{\text{ст}}(\Delta h, u)$ вихідного діагностичного параметра від вхідного, проведено при розгляді мікропрофілю колектора $[\Delta H]$ (рис. 3) і відповідної йому осцилограми діагностичного сигналу $[U]$ (рис. 4) як системи двох випадкових параметрів вибірки $\{\Delta H, U\}$ на площині параметрів Δh і u у вигляді випадкового вектора з координатами $(\Delta h_i, u_i)$.

Оскільки струм у контурі комутації МПС з хвиловими обмотками якоря визначається одночасно перехідними опорами двох однополярних щіток, що розташовані по колу якоря на відстані, яка дорівнює кроку обмотки якоря y (у даному випадку вона дорівнює діаметральному кроку), то альтернативним вхідним параметром оператора $\Lambda(\Delta h, u)$ можна розглядати різницю перепадів $\Delta h_{i-p} = \Delta h_i - \Delta h_{i+y}$ (рис. 3, крива 2), яка має кореляційний зв'язок із вхідним параметром Δh_i (рис. 3, крива 1).

Визначення статистичних характеристик оператора $\Lambda(\Delta h, u)$ виконувалося за методом моментів із застосуванням математичного статистичного пакета Excel, за умови, що закони розподілу випадкових параметрів $\{\Delta H, U\}$ невідомі. Незміщені й обґрунтовані оцінки числових характеристик розподілу параметрів, значення яких задані профілограмою колектора та осцилограмою сигналу контролю (див. рис. 3, 4), визначалися за формулами:

$$\tilde{x} = \frac{1}{z} \sum_{i=1}^z x_i;$$

$$s^2 = \frac{1}{z-1} \sum_{i=1}^z (x_i - \tilde{x})^2;$$

$$A = \frac{z}{(z-1)(z-2)} \sum_{i=1}^z \left(\frac{x_i - \tilde{x}}{s} \right)^3;$$

$$E = \left\{ \frac{z(z+1)}{(z-1)(z-2)} \sum_{i=1}^z \left(\frac{x_i - \tilde{x}}{s} \right)^4 \right\} - \frac{3(z-1)^2}{(z-2)(z-3)},$$

де $\tilde{x} = \tilde{u}, \tilde{\Delta h}$; \tilde{u} – оцінка математичного сподівання діагностичного сигналу $M[U]$; $x_i = u_i, \Delta h_i$; $s = s_{\Delta H}, s_U, s^2_U$ – відповідно оцінки дисперсій мікропрофілю колектора $D[\Delta H] = \sigma^2_{\Delta H}$ і діагностичного сигналу $D[U] = \sigma^2_U$; A – асиметрія; E – ексцес; $i, z = 51$ – відповідно номер КП та їхня кількість, подані у табл. 2.

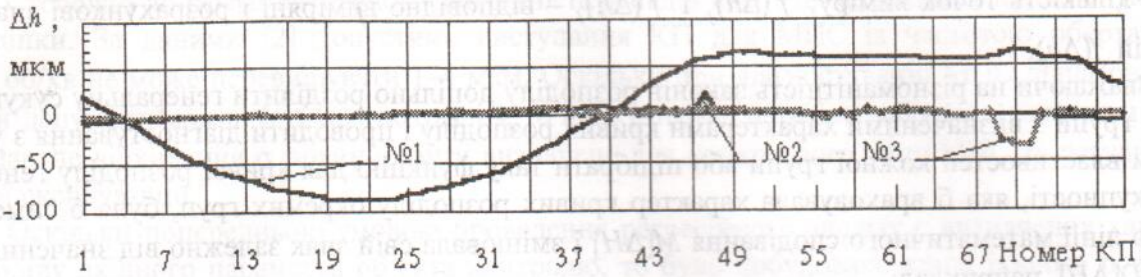


Рис. 1. Профілі контактних доріжок № 1–3 генератора ГС-18МО № 3321514

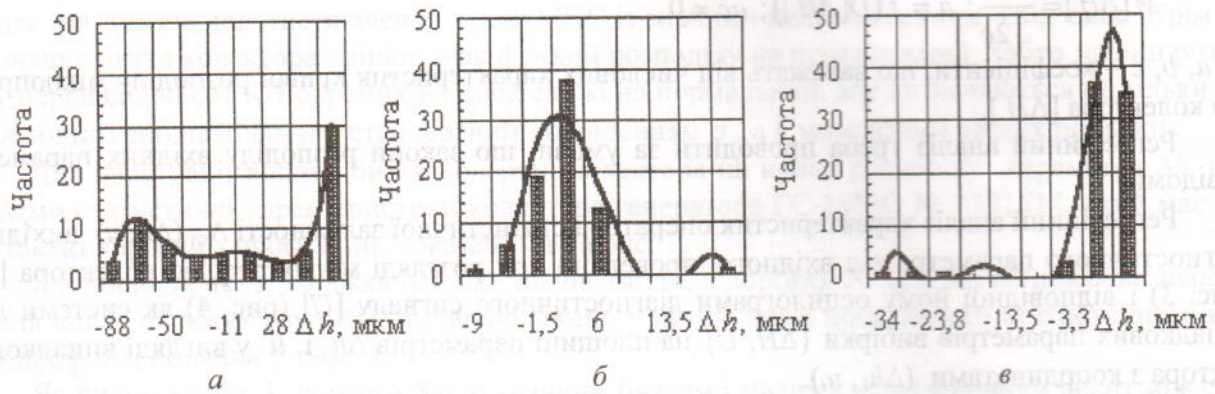


Рис. 2. Гістограми частот висот КП контактних доріжок №1 (а), №2 (б) і №3 (в) генератора ГС-18МО № 3321514 та їхні криві розподілу $f(\Delta h)$

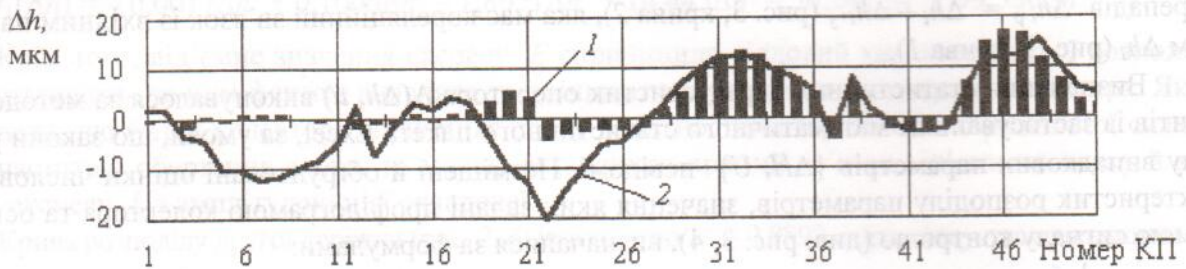


Рис. 3. Мікропрофіль колектора:

1 – висоти КП Δh_i ; 2 – різниця перепадів висот КП $\Delta h_{i,p}$

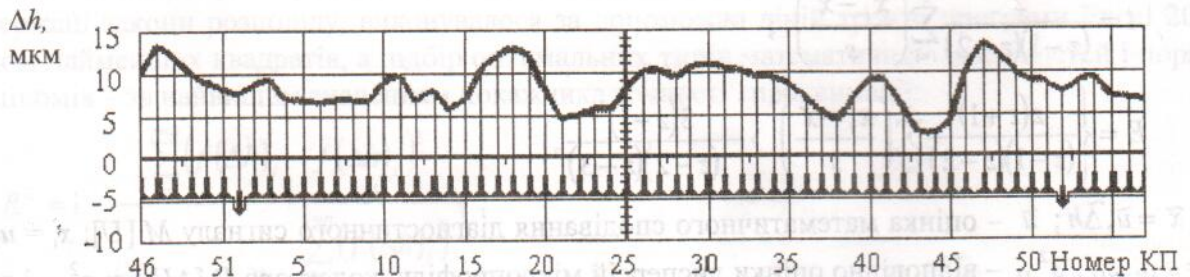


Рис. 4. Осцилограма діагностичного сигналу перетворювача ПТ-200Ц (№ 8244803)

Для попереднього встановлення характеру зв'язку між вхідним і вихідним діагностичними параметрами побудовано графіки систем двох випадкових параметрів $\{\Delta H, U\}$ і $\{\Delta H_p, U\}$ для кожної пари значень вибірок $(\Delta h_i, u_i)$ і $(\Delta h_{ip}, u_i)$ у площині $\Delta h, u$ (рис. 5). Як видно з рис. 5, розподіл випадкових параметрів указує на існування залежностей у системах параметрів $\{\Delta H, U\}$ і $\{\Delta H_p, U\}$, які можна попередньо апроксимувати за допомогою ліній тренда, вбудованими у Excel лінійними (лінії 1) або поліноміальними (криві 2) функціями. Підбір функцій виконувався за методом найменших квадратів із застосуванням регресійного аналізу. Визначення емпіричних значень коефіцієнтів кореляції $r_{\Delta H, U}$, ухилу $b_{U/\Delta H}$ ліній лінійної регресії $u = \tilde{u} + b_{U/\Delta H} (\Delta h - \tilde{\Delta h})$ та коваріації $\text{Cov}(\Delta H, U)$ виконувалося за формулами:

$$r_{\Delta H, U} = \frac{\text{hov}(\Delta H, U)}{s_{\Delta H} s_U};$$

$$b_{U/\Delta H} = \frac{z \sum_{i=1}^z \Delta h_i u_i - \sum_{i=1}^z \Delta h_i \sum_{i=1}^z u_i}{z \sum_{i=1}^z \Delta h_i^2 - \left(\sum_{i=1}^z \Delta h_i \right)^2};$$

$$\text{Cov}(\Delta H, U) = \frac{1}{z-1} \sum_{i=1}^z (\Delta h_i - \tilde{\Delta h})(u_i - \tilde{u}).$$

Враховуючи характер функціонального оператора $\Lambda(\Delta h, u)$, незначно вищі значення достовірності поліноміального апроксимування порівняно з лінійним, та низьку достовірність вимірювання висот КП у зібраній МПС, яка пов'язана із впливом значного порівняно з регламентованим допуском на виступання КП биттям підшипників можна попередньо прийняти гіпотезу нелінійної кореляції у системах випадкових параметрів $\{\Delta H, U\}$ і $\{\Delta H_p, U\}$. Результати регресійного аналізу зведено у табл. 3.

Одержані значення коефіцієнтів кореляції, які дають оцінку міри зв'язку між мікропрофілем та діагностичним сигналом, свідчать про досить тісний зв'язок цих параметрів, але низькі значення показника точності апроксимації R^2 вказують на необхідність точного визначення типу та коефіцієнтів рівнянь регресії при збільшенні об'єму вибірки за допомогою функції розподілу вхідного діагностичного параметра $F(\Delta H)$.

Результати розрахунків у випадку лінійної регресії подано на рис. 6. Рівень надійності, який визначає довірчий інтервал для параметрів, що розглядаються, за рівня значущості 0,05 при цьому складає: для діагностичного сигналу $\tilde{u} = 0,62$, а для перепадів висот $\tilde{\Delta h} = 1,59$.

Як видно з рис. 6, лінії регресії $u(h)$ (крива 1) і $h(u)$ (крива 2) є прямими, не паралельними осі, тобто існує лінійна кореляція, що свідчить про залежність параметрів $\Delta H, U$, яка апроксимується рівнянням

$$u = 0,2239\Delta h + 7,9608.$$

Для виявлення можливості прогнозування технічного стану МПС за значеннями діагностичного параметра, що досліджується, було проведено експериментальні дослідження зміни в часі змінної складової різниці струмів ΔI за її дійовим та амплітудним значеннями [3] за схемою, яку зображено на рис. 7. Дослідження проводилися на перетворювачах ПТ-200Ц, які працювали у режимі холостого ходу протягом 1200 год.

За схемою на рис. 7 змінна складова різниці струмів в однополярних щітках Δi виділяється трансформатором струму TA , відфільтровується від складових вищих частот (більше 40 кГц) конденсатором C та випрямляється діодним мостом $VD1 - VD4$, який навантажений на резистори $R1$ і $R2$. Діод $VD5$ відкривається тільки з умови $u_{R1} > U_{оп}$. Опорна напруга $U_{оп}$ при цьому встановлюється за допомогою потенціометра $R3$ і дорівнює значенню напруги U_{R1} , яке відповідає початковому рівню цієї напруги перед початком випробувань. Зважаючи на це, напруга на

Таблиця 1

Описувальна статистика колектора генератора ГС-18МО № 3321514

Параметр	Контактна доріжка		
	№ 1	№ 2	№ 3
Середнє	0,40	0,72	0,44
Стандартна похибка	6,58	0,61	0,77
Медіана	11,0	0,00	1,00
Мода	59,00	0,00	0,00
Стандартне відхилення	58,14	4,30	6,81
Дисперсія вибірки	3380,45	18,53	46,43
Екссес	-1,59	9,05	16,52
Асиметричність	-0,29	2,06	-3,84
Інтервал	154,00	28,00	41,00
Мінімум	-88,00	-7,00	-34,00
Максимум	66,00	21,00	7,00
Сума	31,00	36,00	34,00
Рахунок	78,00	50,00	78,00
Найбільший (1)	66,00	21,00	7,00
Найменший (1)	-88,00	-7,00	-34,00
Рівень надійності (95,0%)	13,11	1,22	1,54

Таблиця 2

Оцінка числових характеристик розподілу систем $\{\Delta H, U\}$ і $\{\Delta H_p, U\}$

Параметр	\bar{x}	s	s^2	A	E	Рівень надійності (95,0%)
$[\Delta H]$	2,951 мкм	5,6207 мкм	31,5926	1,0368	0,0897	1,5809
$[\Delta H_p]$	0	8,4906 мкм	72,09	-0,1861	-0,6901	2,3880
$[U]$	8,6216 мВ	2,2017 мВ	4,8473	0,2601	-0,5077	0,6192

Таблиця 3

Оцінка параметрів розподілу систем $\{\Delta H, U\}$ і $\{\Delta H_p, U\}$

Система	$Cov(\Delta H, U)$	$r_{\Delta H, U}$	$b_{U/\Delta H}$	Рівняння ліній тренда	R^2
$\{\Delta H, U\}$	6,9354	0,5716	-	$u = -7E-06\Delta h^6 + 0,0003\Delta h^5 - 0,0034\Delta h^4 +$ $+ 0,0201\Delta h^3 - 0,0417\Delta h^2 + 0,0801\Delta h + 8,3465$	0,395
			0,2239	$u = 0,2239\Delta h + 7,9608$	0,3268
$\{\Delta H_p, U\}$	12,2382	0,6678	-	$u = 3E-06\Delta h^5 + 6E-07\Delta h^4 + 0,0016\Delta h^3 -$ $- 0,0008\Delta h^2 + 0,0277\Delta h + 8,6615$	0,4809
			0,1732	$u = 0,1732\Delta h_p + 8,6216$	0,4459

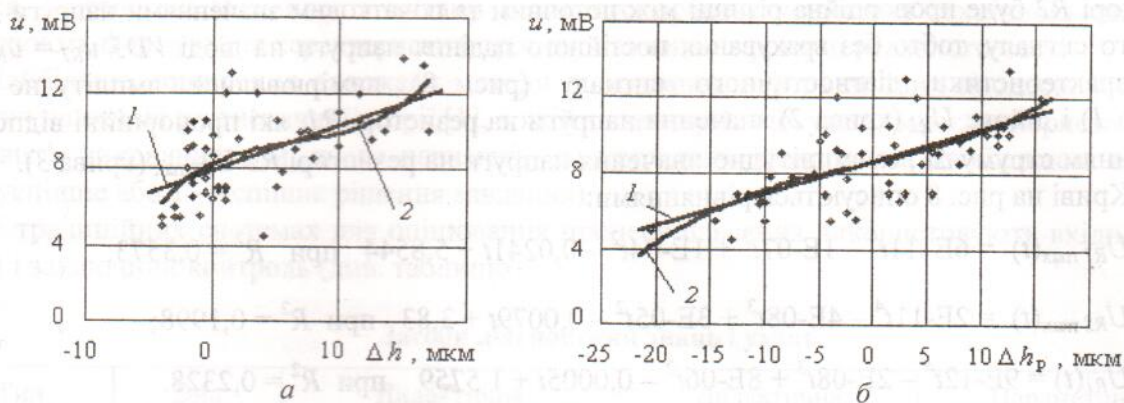


Рис. 5. Визначення типу залежності у системі випадкових параметрів $\{\Delta H, U\}$ (а) та $\{\Delta H_p, U\}$ (б) на площині $\Delta h, u$:
1 – лінійна залежність; 2 – поліноміальна залежність

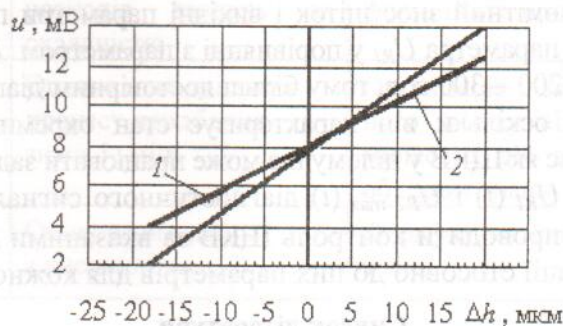


Рис. 6. Емпіричні лінії регресії параметрів $\Delta H, U$:
1 – залежність $u(h)$; 2 – залежність $h(u)$

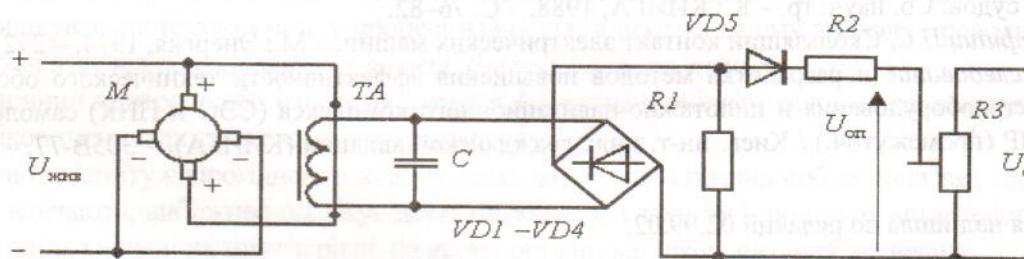


Рис. 7. Електрична схема вимірювання параметрів діагностичного сигналу

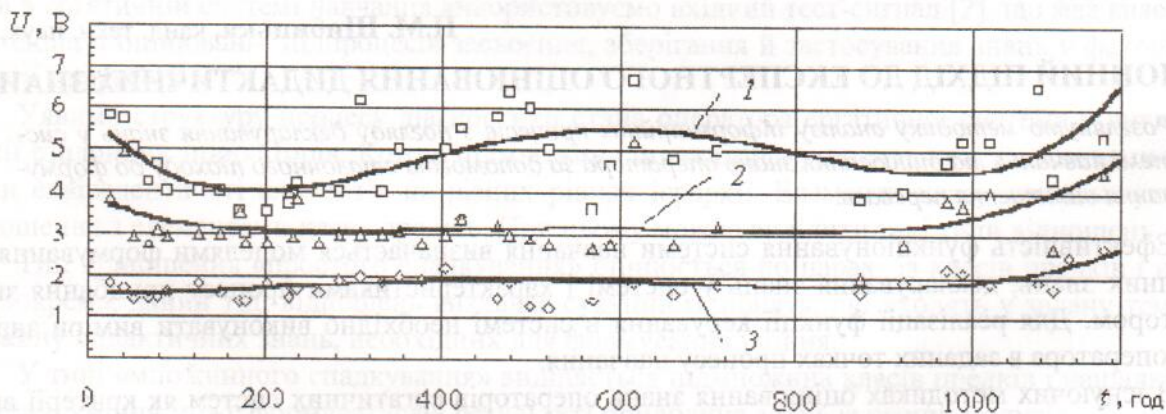


Рис. 8. Зміни параметрів діагностичного сигналу в часі:
1 – U_{R1max} ; 2 – U_{R1} ; 3 – U_{R2max}

резисторі R_2 буде пропорційна різниці між поточним та початковим значеннями напруги діагностичного сигналу, тобто без врахування постійного падіння напруги на діоді VD_5 $u_{R_2} = u_{R_1} - U_{оп}$. За характеристики діагностичного сигналу (рис. 8) вимірювалися амплітудне $U_{R_1 \max}$ (крива 1) і дійове U_{R_1} (крива 2) значення напруги на резисторі R_1 , які пропорційні відповідним значенням струму Δi , та амплітудне значення напруги на резисторі R_2 $U_{R_2 \max}$ (крива 3).

Криві на рис. 8 описуються рівняннями:

$$U_{R_1 \max}(t) = 6E-11t^4 - 1E-07t^3 + 1E-04t^2 - 0,0241t + 5,8544 \quad \text{при } R^2 = 0,3573;$$

$$U_{R_2 \max}(t) = 2E-11t^4 - 4E-08t^3 + 3E-05t^2 - 0,0079t + 3,83 \quad \text{при } R^2 = 0,1998;$$

$$U_{R_1}(t) = 9E-12t^4 - 2E-08t^3 + 8E-06t^2 - 0,0005t + 1,5759 \quad \text{при } R^2 = 0,2328.$$

З рис. 8 видно, що сигнали U_{R_1} і $U_{R_2 \max}$ більш наочно відображають процес зносу ЩКВ. На початку напрацювання МПС (до 50–60 год) відбувається припрацювання щіток і всі три параметри зменшуються. У процесі нормальної роботи ЩКВ і вихідні параметри пристрою майже не змінюються. Потім починається помітний знос щіток і вихідні параметри пристрою збільшуються (від 850 год і більше). Зростання параметра U_{R_1} у порівнянні з параметром $U_{R_2 \max}$, як видно з рис. 8, починається із запізненням на 200 – 300 год, тому більш достовірним діагностичним параметром слід вважати параметр $U_{R_2 \max}$, оскільки він характеризує стан окремих або групи КП, на яких з'являється іскріння, у той час як ЩКВ у цілому ще може працювати задовільно.

Отже, за значеннями $U_{R_1}(t)$ і $U_{R_2 \max}(t)$ діагностичного сигналу, який пропорційно залежить від струму Δi , можна проводити контроль ЩКВ за вказаними дефектами, але з урахуванням індивідуальної інформації стосовно до цих параметрів для кожної окремої МПС.

Список літератури

1. Курилов В.И. Влияние параметров якоря на процесс контроля щеточно-коллекторного узла // Автоматизация процессов технического обслуживания и ремонта авиационного оборудования воздушных судов: Сб. науч. тр. – К.: КИИГА, 1988. – С. 76–82.
2. Лифшиц П.С. Скользящий контакт электрических машин. – М.: Энергия, 1974. – 272 с.
3. Исследование и разработка методов повышения эффективности технического обслуживания систем электрооборудования и пилотажно-навигационного комплекса (СЭО и ПНК) самолета Ту-154; Отчет о НИР (промежуточ.) / Киев. ин-т. инж. гражданской авиации (КИИГА). – 305В-77. – К., 1978. – 191 с.

Стаття надійшла до редакції 02.09.02.

УДК 658.336:007:681.3.06

ББК 60.011.2-4+313.14-5

Н.М. Шибіцька, канд. техн. наук, доц.

ЕТАЛОННИЙ ПІДХІД ДО ЕКСПЕРТНОГО ОЦІНЮВАННЯ ДИДАКТИЧНИХ ЗНАТЬ

Розглянуто методикку аналізу інформаційних процесів з погляду декларування знань у системі навчання та оцінювання знань оператора за допомогою еталонного підходу до формування відношення переваги.

Ефективність функціонування системи навчання визначається моделями формування дидактичних знань, декларування знань у системі і характеристиками процесу придбання знань оператором. Для реалізації функції керування в системі необхідно виконувати виміри знань і вмінь оператора в заданих точках процесу навчання.

В існуючих методиках оцінювання знань операторів ергатичних систем як критерії використовують припустимі граничні відхилення значень тимчасових і точнісних характеристик реакцій оператора. Якість розв'язання задачі оператором оцінюється за відхиленням між фактичними й оптимальними значеннями вимірювальних величин. Великий обсяг даних, що накопи-