

**ДОСЛІДЖЕННЯ ЧУТЛИВОСТІ КОЕФІЦІЄНТА ЕКСЦЕСУ ДІАГНОСТИЧНИХ СИГНАЛІВ  
ДЛЯ КОНТРОЛЮ СТАНУ ЕЛЕКТРОТЕХНІЧНОГО ОБЛАДНАННЯ****В.С. Берегун**<sup>1\*</sup>, канд.техн.наук, **О.І. Красильніков**<sup>2</sup>, канд.фіз.-мат.наук<sup>1</sup>- **Національний технічний університет України «КПІ імені Ігоря Сікорського»,  
пр. Перемоги, 37, Київ, 03056, Україна, email: [viktorberegun@i.ua](mailto:viktorberegun@i.ua)**<sup>2</sup>- **Інститут технічної теплофізики НАН України,  
вул. Желябова, 2а, Київ, 03057, Україна, email: [tangorov@voliacable.com](mailto:tangorov@voliacable.com)**

*Обґрунтовано доцільність використання коефіцієнта ексцесу діагностичних сигналів для розпізнавання двох станів об'єкта контролю. На прикладах типових симетричних розподілів підтверджена більша чутливість коефіцієнта ексцесу до відмінності розподілів діагностичних сигналів в порівнянні з інтегральною метрикою. Запропоновано алгоритм та виконано розрахунок мінімального об'єму вибірки діагностичного сигналу для оцінки коефіцієнта ексцесу, необхідного для виявлення дефектів в об'єкті, що діагностується. Проведено комп'ютерне моделювання реалізацій оцінок коефіцієнта ексцесу вібрацій підшипників кочення електричних машин. При проведенні моделювання як тестовий було використано розподіл Стюдента при різних ступенях свободи, що підтвердило достовірність отриманих результатів. Бібл. 10, табл. 3, рис. 5.*

**Ключові слова:** системи контролю, вібраційні діагностичні сигнали, коефіцієнт ексцесу, негауссівські розподіли, підшипники кочення електричних машин.

**Вступ.** При визначенні технічного стану електротехнічного обладнання на підприємствах паливно-енергетичного комплексу важливу роль відіграють системи діагностики та контролю [1, 2, 6], джерелами інформації в яких є шумові сигнали, що виникають у працюючих елементах такого обладнання. До таких шумових сигналів належать сигнали акустичної емісії [2], віброакустичні шуми підшипників електричних машин [1], частинні розряди в ізоляції високовольтного обладнання [9] та ін.

Системи контролю електротехнічного обладнання будуються на основі апарату перевірки статистичних гіпотез [8]. Більшість сучасних методів перевірки гіпотез базується на припущенні, що шумові діагностичні сигнали мають нормальний розподіл миттєвих значень, тому перевірка гіпотез найчастіше полягає у порівнянні математичних сподівань та дисперсій діагностичних сигналів. Однак шумові сигнали є [1, 7], як правило, негауссівськими випадковими процесами, що обмежує інформативність математичних сподівань та дисперсій у задачах діагностики і, як наслідок, знижує чутливість та достовірність контролю. Тому для підвищення можливостей шумової діагностики енергетичного обладнання виникає необхідність застосування негауссівських моделей шумових сигналів та їхніх більш повних імовірнісних характеристик.

Важливою задачею є вибір діагностичного параметра, який би був найбільш чутливим до зміни стану об'єкта та визначав високу достовірність контролю. В задачах вібродіагностики підшипникових вузлів електричних машин таким параметром виступає коефіцієнт ексцесу діагностичних сигналів, використання якого дозволяє визначати такі дефекти як відсутність змащення, перекис, дефект внутрішнього кільця. В роботах [1, 10] показано, що поява несправностей супроводжується зростанням коефіцієнта ексцесу діагностичних сигналів, однак не вказано як обирати об'єми вибірки, необхідні для успішного діагностування, та наведені характеристики виявлення дефектів.

Метою даної статті є дослідження чутливості коефіцієнта ексцесу вібраційних діагностичних сигналів підшипників кочення електричних машин та отримання характеристик виявлення дефектів при його застосуванні як діагностичного параметра для розпізнавання двох станів (наявність або відсутність дефекту) вказаного об'єкта контролю.

**Обґрунтування діагностичного параметра.** У загальному випадку [1, 2] при вирішенні задачі контролю вводяться наступні гіпотези відповідно до станів об'єкта:  $H_0$  – об'єкт справний (норма),  $H_1$  – об'єкт несправний (дефект). Об'єкт у процесі свого функціонування є джерелом шумових діагностичних сигналів:  $\xi_0(t)$  – у випадку справного стану або  $\xi_1(t)$  – у випадку несправного стану. Необхідно на основі аналізу характеристик діагностичного сигналу зробити висновок про його відповідність одній із гіпотез.

Для справнього стану об'єктів діагностичні сигнали найчастіше мають нормальний розподіл, а поява несправностей призводить до зміни закону розподілу [1, 10]. Будемо вважати, що  $\xi_0(t)$ ,  $\xi_1(t)$  – стаціонарні ергодичні випадкові процеси з нульовими математичними сподіваннями та одиничними дисперсіями. Нехай сигнал  $\xi_0(t)$  має нормальний розподіл, а сигнал  $\xi_1(t)$  – симетричний, що відрізняється від нормального. Тоді задачу контролю, що представляє собою розпізнавання двох станів об'єкта, можна сформулювати як перевірку статистичних гіпотез відносно щільностей імовірності:  $H_0 - p(x) = p_0(x)$  та  $H_1 - p(x) = p_1(x)$ , де  $p(x)$  – щільність імовірності діагностичних сигналів.

Для розрізнення щільностей імовірності треба використовувати імовірнісні метрики. Зокрема у роботі [4] для характеристики відхилення розподілу зі щільністю імовірності  $p(x)$  від нормального розподілу зі щільністю імовірності  $p_0(x)$  використовувалася інтегральна метрика

$$\rho = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} |p(x) - p_0(x)| dx, \quad (1)$$

де  $p_0(x) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-x^2/2)$  – стандартна нормальна щільність імовірності.

Якщо щільність імовірності сигналу  $\xi_1(t)$  невідома, але відомий його коефіцієнт ексцесу  $\gamma_4$ , можна використати подання щільностей імовірності у вигляді ряду Грама – Шарльє для симетричних розподілів [5]  $\tilde{p}(x) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-x^2/2) [1 + \gamma_4 H_4(x) / 24]$ , де  $H_4(x) = x^4 - 6x^2 + 3$  – поліном Ерміта четвертого порядку. Тоді, підставивши  $\tilde{p}(x)$  замість  $p(x)$  у вираз (1) і враховуючи, що для процесу  $\xi_0(t)$   $\gamma_4 = 0$ , а для більшості моделей шумових сигналів  $\gamma_4 > 0$  [6], отримаємо метрику

$$r = \frac{\gamma_4}{48\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} |H_4(x)| \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx = \gamma_4 \cdot h, \quad \text{де } h \approx 0,0583.$$

З останньої формули випливає, що для розрізнення щільностей імовірності  $p(x)$  і  $p_0(x)$  доцільно використовувати коефіцієнт ексцесу  $\gamma_4$ , який цілком визначає значення метрики  $r$ , оскільки константа  $h$  однакова для всіх розподілів. В табл. 1 наведено стандартні щільності імовірності  $p(x)$  типових симетричних розподілів [5] та значення відповідних їм метрик  $\rho$ ,  $r$  і коефіцієнта ексцесу  $\gamma_4$ .

**Таблиця 1**

Розподіл	Щільність імовірності	$\rho$	$r$	$\gamma_4$	
Стюдента	$p(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi(v-2)}\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{v-2}\right)^{-\frac{v+1}{2}}$	$v=64$	0,0055	0,0058	0,1
		$v=28$	0,0129	0,0146	0,25
		$v=16$	0,0232	0,0292	0,5
		$v=10$	0,0386	0,0583	1
Логістичний	$p(x) = \pi \left[ 4\sqrt{3} \operatorname{ch}^2\left(\frac{\pi x}{2\sqrt{3}}\right) \right]^{-1}$	0,0543	0,0700	1,2	
Чампернауна	$p(x) = [2\operatorname{ch}(\pi x/2)]^{-1}$	0,0885	0,1167	2	
Лапласа	$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2}} \exp(-\sqrt{2} x )$	0,1413	0,1750	3	

На рис. 1 зображено стандартні щільності імовірності  $p(x)$  розподілів: 1 – Лапласа, 2 – Чампернауна, 3 – логістичного; 4 – Стюдента ( $v=16$ ); 5 – нормального.

Як видно з табл. 1, значення метрик  $\rho$  та  $r$  мало відрізняються між собою і є близькими до нуля, в той самий час значення коефіцієнта ексцесу  $\gamma_4$  в усіх випадках значно перевищують значення метрик  $r$  і  $\rho$ . Тому коефіцієнт ексцесу  $\gamma_4$  є набагато чутливішим до відхилення розподілу від нормального, ніж метрики  $r$  і  $\rho$ , навіть для розподілу Стюдента з числом ступенів свободи  $v=64$ .

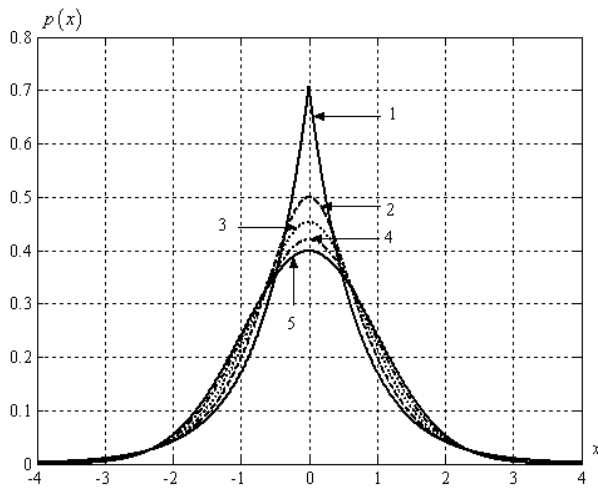


Рис. 1

Для цього необхідно знайти мінімальний об'єм вибірки для оцінки  $\hat{\gamma}_4$ , коли при фіксованій імовірності помилки першого роду (імовірності хибної тривоги)  $\alpha = P(H_1|H_0)$  імовірність правильного виявлення дефекту (потужність критерію)  $\delta = 1 - \beta = 1 - P(H_0|H_1) = P(H_1|H_1)$  прямувала б до одиниці [8] ( $\beta$  – імовірність помилки другого роду).

Для оцінювання коефіцієнта ексцесу по вибірці незалежних однаково розподілених випадкових величин  $\xi_k$ ,  $k = \overline{1, N}$ , де  $N$  – об'єм вибірки, використовується формула  $\hat{\gamma}_4 = \hat{\mu}_4 / \hat{\mu}_2^2 - 3$  [8], де  $\hat{\mu}_s = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (\xi_k - \hat{m})^s$  – оцінки центральних моментів  $\mu_s$ ,  $\hat{m} = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \xi_k$  – оцінка математичного сподівання. Математичне сподівання оцінки коефіцієнта ексцесу  $\mathbf{M}[\hat{\gamma}_4] = \gamma_4$ , а дисперсія оцінки у випадку симетричних розподілів дорівнює  $\mathbf{D}[\hat{\gamma}_4] = c_4 / N$  [3], де  $c_4 = M_8 - 4M_4M_6 + 4M_4^3 - M_4^2$ ,  $M_s = \frac{\mu_s}{\mu_2^{s/2}}$  – нормовані центральні моменти.

Для типових симетричних розподілів (табл. 1) розраховано теоретичні значення коефіцієнтів ексцесу  $\gamma_4$ , нормованих центральних моментів  $M_s$  та відповідних їм коефіцієнтів  $c_4$  (табл. 2).

Таблиця 2					
Розподіл	$\gamma_4$	$M_4$	$M_6$	$M_8$	$c_4$
Нормальний	0	3	15	105	24
Стьюдента, $\nu=64$	0,1	3,1	16,569	128,41	32,508
Стьюдента, $\nu=28$	0,25	3,25	19,205	174,76	51,852
Стьюдента, $\nu=16$	0,5	3,5	24,5	300,13	116,38
Стьюдента, $\nu=10$	1	4	40	1120	720
Логістичний	1,2	4,2	39,857	680,4	289,51
Чампернауна	2	5	61	1385	640
Лапласа	3	6	90	2520	1188

сією  $\mathbf{D}[\hat{\gamma}_4]$ .

**Визначення порогу  $\Gamma_0$ .** Поріг  $\Gamma_0$  є критичним значенням для статистичного критерію  $\hat{\gamma}_4$ : якщо  $\hat{\gamma}_4 \leq \Gamma_0$ , то приймається гіпотеза  $H_0$ ; якщо  $\hat{\gamma}_4 > \Gamma_0$ , – гіпотеза  $H_1$ .

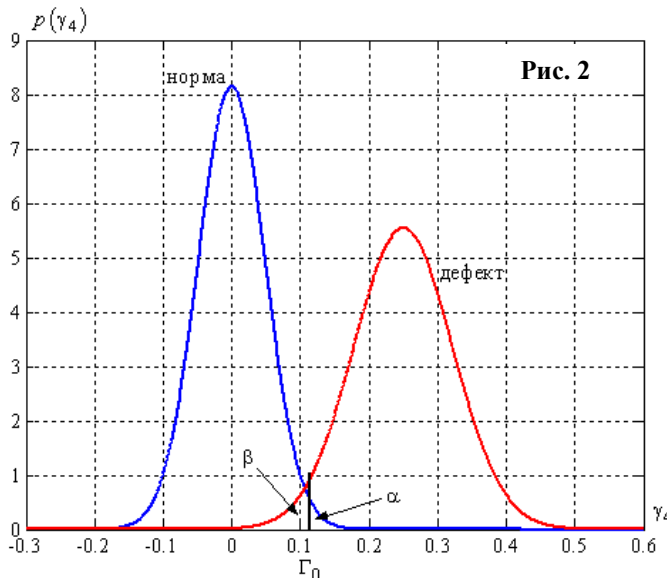
Задамо імовірність помилки першого роду  $\alpha = P(H_1|H_0) = 0,01$ . У випадку нормального розподілу значень діагностичного сигналу дисперсія оцінки  $\hat{\gamma}_4$  дорівнює  $\mathbf{D}[\hat{\gamma}_4] = 24/N$  (табл. 2). Оскільки  $\alpha = P(H_1|H_0) = 0,01$ , то в точці  $\Gamma_0$  функція розподілу оцінки  $\hat{\gamma}_4$ , виходячи з її нормального роз-

Таким чином, коефіцієнт ексцесу доцільно застосовувати як діагностичний параметр, а задачу розпізнавання двох станів об'єкта контролю можна сформулювати як перевірку статистичних гіпотез відносно коефіцієнта ексцесу:  $H_0 - \gamma_4 = 0$  (об'єкт справний) та  $H_1 - \gamma_4 > 0$  (об'єкт несправний).

**Розрахунок характеристик виявлення дефектів.** При вирішенні задачі контролю на основі коефіцієнта ексцесу як діагностичного параметра замість теоретичного значення  $\gamma_4$  використовується його оцінка  $\hat{\gamma}_4$ , що отримана за експериментальними даними. Дослідимо оцінку коефіцієнта ексцесу  $\hat{\gamma}_4$  як статистичного критерію для розрізнення справного стану об'єкта та наявності дефекту.

Як і раніше, будемо вважати, що справному стану об'єкта відповідає нормальний розподіл миттєвих значень діагностичного сигналу з коефіцієнтом ексцесу  $\gamma_4 = 0$ , а несправному – інший симетричний розподіл з коефіцієнтом ексцесу  $\gamma_4 > 0$ . Згідно з [8] вважаємо, що розподіли оцінок  $\hat{\gamma}_4$  є асимптотично нормальними з математичним сподіванням  $\mathbf{M}[\hat{\gamma}_4]$  і диспер-

поділу, дорівнює  $F(\Gamma_0) = 0,99 = \Phi\left(\frac{\Gamma_0}{\sqrt{24/N}}\right)$ , де  $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp(-x^2/2) dx$  – інтеграл імовірності. Звідки отримуємо, що аргумент  $\frac{\Gamma_0}{\sqrt{24/N}} = 2,32(6)$  і відповідно  $\Gamma_0 = \frac{11,398}{\sqrt{N}}$ . Зокрема, при  $N=10^4$  поріг дорівнює  $\Gamma_0=0,11398$ , а при  $N=10^5$  –  $\Gamma_0=0,036045$ .



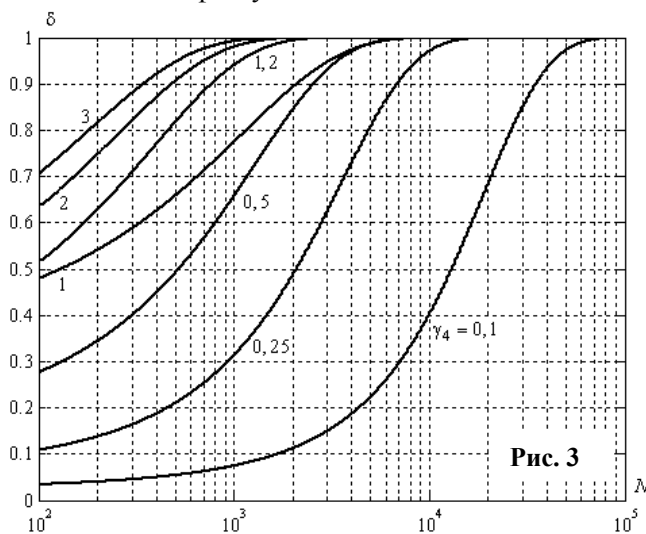
На рис. 2 зображено щільності імовірності  $p(\gamma_4)$  оцінки коефіцієнта ексцесу для нормального стану і за наявності дефекту (розподіл Стьюдента з  $\nu=28$ ) при  $N=10^4$ .

**Знаходження імовірності правильного виявлення  $\delta$ .** Виходячи з нормального розподілу оцінки коефіцієнта ексцесу  $\hat{\gamma}_4$ , імовірність правильного виявлення дефекту дорівнює імовірності перевищення оцінкою  $\hat{\gamma}_4$  порогу  $\Gamma_0$

$$\delta = P(H_1|H_1) = P(\Gamma_0 < \hat{\gamma}_4 < \infty) = \begin{cases} \Phi((\gamma_4 - \Gamma_0)/\sigma_d), & \gamma_4 > \Gamma_0, \\ 1 - \Phi((\Gamma_0 - \gamma_4)/\sigma_d), & \gamma_4 \leq \Gamma_0, \end{cases}$$

де  $\gamma_4$  – коефіцієнт ексцесу діагностичного

сигналу, що відповідає дефекту (табл. 2),  $\sigma_d = \sqrt{c_4/N}$  – середнє квадратичне відхилення оцінки  $\hat{\gamma}_4$  за наявності дефекту.



На рис. 3 показано графіки імовірності правильного виявлення  $\delta$  при різних об'ємах вибірки  $N$  для значень  $\gamma_4$  розподілів з табл. 2, що відповідають наявності дефекту.

Як видно з рис. 3, зі збільшенням об'єму вибірки  $N$  збільшується і ймовірність правильного виявлення  $\delta$ , причому вона тим більша, чим більше значення  $\gamma_4$ . У випадку розподілу Стьюдента при ступенях свободи не більше 64 імовірність правильного виявлення дорівнює одиниці вже при  $N=10^5$ , для розподілів логістичного, Чампернауна і Лапласа – при  $N=10^4$ .

**Результати моделювання.** Для експериментальної перевірки чутливості коефіцієнта ексцесу до відмінності розподілів діагностичних сигналів від нормального та достовірності конт-

ролю було проведено комп'ютерне моделювання реалізацій оцінок коефіцієнта ексцесу вібраційних діагностичних сигналів. У роботі [1] наведено значення коефіцієнтів ексцесу, що відповідають наступним дефектам підшипників кочення електричних машин:

- відсутність змащення ( $\gamma_4 = 0,6587 \pm 0,1196$ ),
- перекіс ( $\gamma_4 = 1,0711 \pm 0,0904$ ),
- дефект внутрішнього кільця ( $\gamma_4 = 1,2227 \pm 0,1076$ ).

Тому як тестовий розподіл вібраційного діагностичного сигналу, що відповідає наведеним дефектам, обрано найбільш близький до нормального розподіл Стьюдента з числом ступенів свободи  $\nu=10, \nu=16, \nu=28, \nu=64$  (табл. 1).

Для отримання однієї реалізації оцінки  $\hat{\gamma}_4$  змодельовано та оброблено вибірку незалежних

випадкових величин  $\xi_k$ ,  $k = \overline{1, N}$ , що мають розподіл Стьюдента з параметром  $\nu$ , при об'ємі вибірки  $N = 10^5$ . Щоб оцінити характеристики оцінки  $\hat{\gamma}_4$ , всього отримано  $L = 30000$  реалізацій  $\gamma_4(k)$ ,  $k = \overline{1, L}$ , оцінки  $\hat{\gamma}_4$ . Для отриманого масиву реалізацій  $\gamma_4(k)$  розраховано характеристики оцінки коефіцієнта ексцесу  $\hat{\gamma}_4$ : значення оцінок математичного сподівання  $\hat{m}[\hat{\gamma}_4] = \frac{1}{L} \sum_{k=1}^L \gamma_4(k)$ , середнього квадратичного відхилення  $\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_4] = \sqrt{\hat{\mu}_2[\hat{\gamma}_4]}$ , коефіцієнтів асиметрії  $\hat{\gamma}_3[\hat{\gamma}_4] = \hat{\mu}_3[\hat{\gamma}_4] / \hat{\mu}_2^{3/2}[\hat{\gamma}_4]$  та ексцесу  $\hat{\gamma}_4[\hat{\gamma}_4] = \frac{\hat{\mu}_4[\hat{\gamma}_4]}{\hat{\mu}_2^2[\hat{\gamma}_4]} - 3$ , де  $\hat{\mu}_s[\hat{\gamma}_4] = \frac{1}{L} \sum_{k=1}^L (\gamma_4(k) - \hat{m}[\hat{\gamma}_4])^s$  – оцінки центральних моментів оцінки  $\hat{\gamma}_4$ .

У табл. 3 наведено значення оцінок  $\hat{m}[\hat{\gamma}_4]$ ,  $\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_4]$ ,  $\hat{\gamma}_3[\hat{\gamma}_4]$ ,  $\hat{\gamma}_4[\hat{\gamma}_4]$ , а також імовірності правильного виявлення дефекту  $\hat{p}[\hat{\gamma}_4 > \Gamma_0]$  та імовірності  $\hat{p}(\hat{m}[\hat{\gamma}_4] - 3\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_4] < \hat{\gamma}_4 < \hat{m}[\hat{\gamma}_4] + 3\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_4]) = \hat{p}(3\hat{\sigma})$ .

$\nu$	$\hat{m}[\hat{\gamma}_4]$	$\hat{\sigma}[\hat{\gamma}_4]$	$\hat{\gamma}_3[\hat{\gamma}_4]$	$\hat{\gamma}_4[\hat{\gamma}_4]$	$\hat{p}[\hat{\gamma}_4 > \Gamma_0]$	$\hat{p}(3\hat{\sigma})$
64	0,09989	0,01794	0,07172	-0,02063	0,99993	0,9973
28	0,24996	0,02257	0,11651	0,01624	1	0,99753
16	0,49979	0,03385	0,30900	0,59060	1	0,99543
10	0,99973	0,08032	2,6702	35,438	1	0,9905

За результатами моделювання відносна помилка оцінювання математичного сподівання (теоретичне значення  $\gamma_4$ ) не перевищила 0,12%, а відносна помилка оцінювання середнього квадратичного відхилення (теоретичне значення  $\sigma_d$ ) не перевищила 5,4%.

Для перевірки достовірності контролю зупинимося на коректності застосування нормальної апроксимації розподілів оцінок коефіцієнтів ексцесу вібраційних діагностичних сигналів, використовуючи дані табл. 3. На підставі значень оцінок коефіцієнтів асиметрії  $\hat{\gamma}_3[\hat{\gamma}_4]$  та ексцесу  $\hat{\gamma}_4[\hat{\gamma}_4]$  розподіл оцінок  $\hat{\gamma}_4$  для  $\nu = 64$  і  $\nu = 28$  можна вважати нормальним, а при  $\nu = 10$  розподіл суттєво відрізняється від нормального.

На рис. 4 показано реалізації оцінок коефіцієнтів  $\hat{\gamma}_4$  для випадків  $\nu = 10$  (4, а) і  $\nu = 28$  (4, б). Як видно з рис. 4, при  $\nu = 10$  помітні численні викиди вгору відносно  $\gamma_4 = 1$ , а при  $\nu = 28$  – викиди, симетричні відносно  $\gamma_4 = 0,25$ . На рис. 5 показано гістограми оцінок коефіцієнтів  $\hat{\gamma}_4$ , що відповідають реалізаціям на рис. 4, та їхні апроксимації нормальною щільністю імовірності.

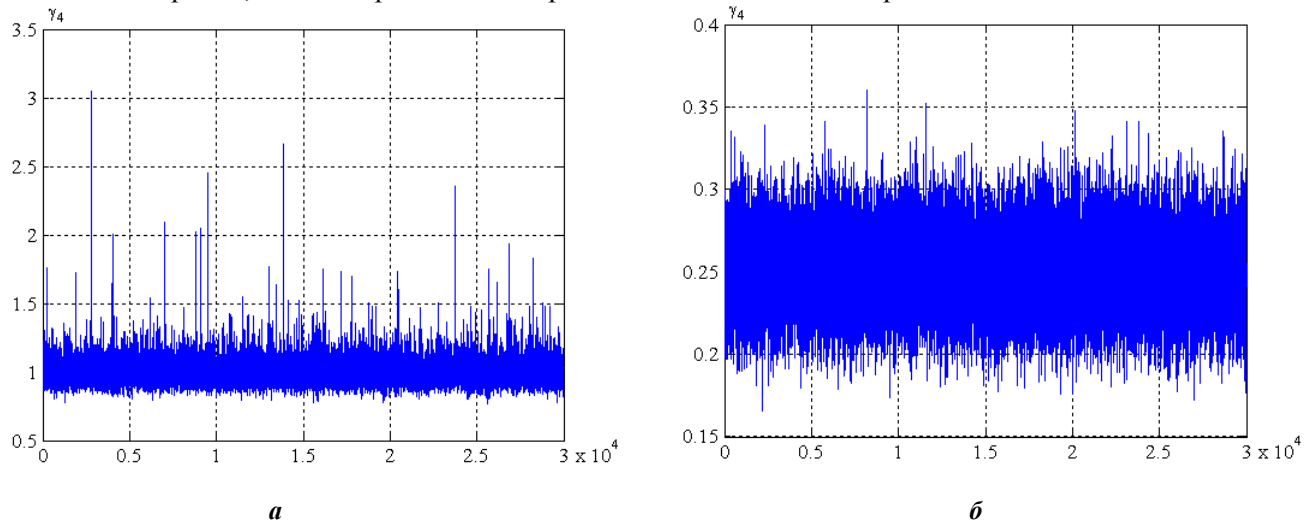


Рис. 4

З рис. 5 видно, що у випадку  $\nu = 10$  спостерігаються зміщення вершини гістограми вліво та перевищення нею ординати максимуму нормальної щільності імовірності (додатні асиметрія та ексцес), при  $\nu = 28$  розподіл  $\hat{\gamma}_4$  можна вважати нормальним, але в обох випадках значення імовірності  $\hat{p}(3\hat{\sigma})$  є близьким до одиниці, що підтверджує достовірність отриманих результатів.

Таким чином, для всіх значень параметра  $\nu$  розподілу Стьюдента, включаючи  $\nu = 10$ , задача

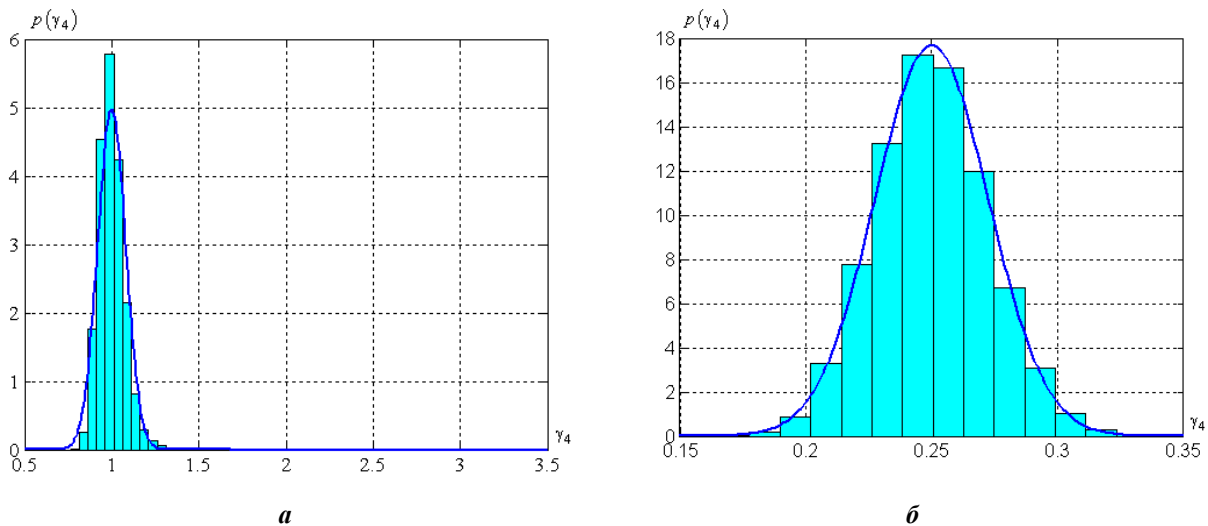


Рис. 5

контролю на основі коефіцієнта ексцесу  $\gamma_4$  може бути успішно розв'язана, оскільки оцінки імовірності правильного виявлення  $\hat{p}[\hat{\gamma}_4 > \Gamma_0]$  відповідають розрахунковим значенням для  $N=10^5$  і є рівними або практично рівними (для  $\nu=64$ ) одиниці.

**Висновки.** 1. Коефіцієнт ексцесу діагностичних сигналів має більшу чутливість у порівнянні з інтегральною метрикою щільностей імовірності для розрізнення справного і несправного стану електротехнічного обладнання, зокрема підшипників кочення електричних машин.

2. Запропоновано алгоритм та виконано розрахунки з визначення необхідного об'єму вибірки, який забезпечує за допомогою коефіцієнта ексцесу розрізнення справного стану і наявності дефекту в об'єкті контролю при заданій імовірності помилки першого роду  $\alpha$ . Так, для розрізнення за коефіцієнтом ексцесу вібрацій справного стану підшипника кочення (нормальний розподіл діагностичних сигналів) і наявності дефекту в досліджуваному підшипнику необхідний об'єм вибірки досліджуваних вібрацій при  $\alpha = 0,01$  складає: для розподілів Стюдента ( $\nu \leq 64$ )  $N=10^5$ , для розподілів логістичного, Чампернауна і Лапласа –  $N=10^4$  відліків.

3. Результати комп'ютерного моделювання реалізацій оцінок коефіцієнта ексцесу вібраційних діагностичних сигналів підтвердили достовірність розрахованих характеристик виявлення дефектів підшипників кочення, незважаючи на те, що розподіл оцінок коефіцієнта ексцесу для розподілу Стюдента при  $\nu=10$  суттєво відрізняється від нормального.

1. *Бабак С.В., Мыслович М.В., Сысак Р.М.* Статистическая диагностика электротехнического оборудования. – К.: Ін-т електродинаміки НАН України, 2015. – 456 с.

2. *Баранов В.М., Гриценко А.И., Карасевич А.М.* Акустическая диагностика и контроль на предприятиях топливно-энергетического комплекса. – М.: Наука, 1998. – 304 с.

3. *Берегун В.С., Гармаш О.В., Красильников А.И.* Среднеквадратические ошибки оценок кумулянтных коэффициентов пятого и шестого порядков // Электронное моделирование. – 2014. – Т. 36. – № 1. – С. 17–28.

4. *Берегун В.С.* Исследование точности аппроксимации симметричных плотностей вероятности ортогональными представлениями по полиномам Эрмита // Электронное моделирование. – 2016. – Т. 38. – № 3. – С. 87–97.

5. *Вадзинский Р.Н.* Справочник по вероятностным распределениям. – СПб.: Наука, 2001. – 295 с.

6. *Клюев В.В., Пархоменко П.П., Абрамчук В.Е.* Технические средства диагностирования. – М.: Машиностроение, 1989. – 672 с.

7. *Красильников А.И.* Модели шумовых сигналов в системах диагностики теплоэнергетического оборудования. – К.: Ін-т технічної теплофізики НАН України, 2014. – 112 с.

8. *Лемешко Б.Ю., Лемешко С.Б., Постовалов С.Н., Чимитова Е.В.* Статистический анализ данных, моделирование и исследование вероятностных закономерностей. Компьютерный подход. – Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2011. – 888 с.

9. *Русов В.А.* Измерение частичных разрядов в изоляции высоковольтного оборудования. – Екатеринбург: Изд-во УрГУПС, 2011. – 368 с.

10. *Wang H., Chen P.* Fault Diagnosis Method Based on Kurtosis Wave and Information Divergence for Rolling Element Bearings // WSEAS Transactions on Systems. – 2009. – Vol. 8. – Issue 10. – Pp. 1155–1165.

**ИССЛЕДОВАНИЕ ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ КОЭФФИЦИЕНТА ЭКСЦЕССА ДИАГНОСТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ ДЛЯ КОНТРОЛЯ СОСТОЯНИЯ ЭЛЕКТРОТЕХНИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ**

**В.С. Берегун<sup>1</sup>**, канд.техн.наук, **А.И. Красильников<sup>2</sup>**, канд.физ.-мат.наук

<sup>1</sup>– **Национальный технический университет Украины «КПИ имени Игоря Сикорского»**,  
пр. Победы, 37, Киев, 03056, Украина, email: [viktorberegun@i.ua](mailto:viktorberegun@i.ua)

<sup>2</sup>– **Институт технической теплофизики НАН Украины**,  
ул. Желябова, 2а, Киев, 03057, Украина, email: [tangorov@voliacable.com](mailto:tangorov@voliacable.com)

*Обоснована целесообразность использования коэффициента эксцесса диагностических сигналов для распознавания двух состояний объекта контроля. На примерах типичных симметричных распределений подтверждена большая чувствительность коэффициента эксцесса к отличию распределений диагностических сигналов в сравнении с интегральной метрикой. Предложен алгоритм и выполнен расчёт минимального объёма выборки диагностического сигнала для оценки коэффициента эксцесса, необходимого для обнаружения дефектов в диагностируемом объекте. Проведено компьютерное моделирование реализаций оценок коэффициента эксцесса вибраций подшипников качения электрических машин. При проведении моделирования в качестве тестового было использовано распределение Стьюдента при разных степенях свободы, что подтвердило достоверность полученных результатов. Библ. 10, табл. 3, рис. 5.*

**Ключевые слова:** системы контроля, вибрационные диагностические сигналы, коэффициент эксцесса, негауссовские распределения, подшипники качения электрических машин.

**RESEARCH OF EXCESS KURTOSIS SENSITIVENESS OF DIAGNOSTIC SIGNALS FOR CONTROL OF THE CONDITION OF THE ELECTROTECHNICAL EQUIPMENT**

**V.S. Beregun<sup>1</sup>, A.I. Krasilnikov<sup>2</sup>**

<sup>1</sup>– **National Technical University of Ukraine «Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute»**,  
pr. Peremohy, 37, Kyiv, 03056, Ukraine, email: [viktorberegun@i.ua](mailto:viktorberegun@i.ua)

<sup>2</sup>– **Institute of Engineering Thermophysics of NAS of Ukraine**,  
str. Zheliabova, 2a, Kyiv, 03057, Ukraine, email: [tangorov@voliacable.com](mailto:tangorov@voliacable.com)

*Expediency of use of diagnostic signals excess kurtosis for recognition of two conditions of control object is proved. On examples of typical symmetric distributions bigger sensitivity of excess kurtosis to difference of diagnostic signals distributions in comparison with an integrated metrics is confirmed. An algorithm is proposed and the minimum sample size of the diagnostic signal is calculated to estimate the excess kurtosis required to detect defects in the diagnosed object. Computer simulation of the excess kurtosis realizations of vibration of rolling bearings of electric machines is carried out. When carrying out the simulation, Student distribution was used as a test with different degrees of freedom, which confirmed the reliability of the results obtained. References 10, tables 3, figures 5.*

**Keywords:** control systems, vibration diagnostic signals, excess kurtosis, non-Gaussian distributions, rolling bearings of electric machines.

1. Babak S.V., Myslovich M.V., Sysak R.M. Statistical diagnostics of the electrotechnical equipment. – Kyiv: Instytut Elektrodynamiky Natsionalnoi Akademii Nauk Ukrainy, 2015. – 456 p. (Rus)
2. Baranov V.M., Gritsenko A.I., Karasevich A.M. Acoustic diagnostics and control at enterprises of the fuel-power industry. – Moskva: Nauka, 1998. – 304 p. (Rus)
3. Beregun V.S., Garmash O.V., Krasilnikov A.I. The root-mean-square errors of estimates of fifth and sixth-order cumulant coefficients // Elektronnoe modelirovanie. – 2014. – Vol. 36. – No 1. – Pp. 17–28. (Rus)
4. Beregun V.S. Research of accuracy of symmetrical probability density function approximation by orthogonal representations of the Hermite polynomials // Elektronnoe modelirovanie. – 2016. – Vol. 38. – No 3. – Pp. 87–97. (Rus)
5. Vadzinskii R.N. Directory on probabilistic distributions. – Sankt-Peterburg: Nauka, 2001. – 295 p. (Rus)
6. Kliuev V.V., Parkhomenko P.P., Abramchuk V.Ie. Technical Diagnostic Tools. – Moskva: Mashinostroenie, 1989. – 672 p. (Rus)
7. Krasilnikov A.I. Models of noise signals in systems of diagnostics of the heat-and-power equipment. – Kyiv: Institut Tekhnicheskoi Teplofiziki Natsionalnoi Akademii Nauk Ukrainy, 2014. – 112 p. (Rus)
8. Lemeshko B.Yu., Lemeshko S.B., Postovalov S.N., Chimitova E.V. Statistical data analysis, simulation and study of probability regularities. Computer approach. – Novosibirsk: Izdatelstvo NGTU, 2011. – 888 p. (Rus)
9. Rusov V.A. Measurement of partial discharges in insulation of high-voltage equipment. – Ekaterinburg: Izdatelstvo UrGUPS, 2011. – 368 p. (Rus)
10. Wang H., Chen P. Fault Diagnosis Method Based on Kurtosis Wave and Information Divergence for Rolling Element Bearings // WSEAS Transactions on Systems. – 2009. – Vol. 8. – Issue 10. – Pp. 1155–1165.

Надійшла 09.02.2017  
Остаточний варіант 24.04.2017