

УДК 621.314:621.391

М.В. Мислович, О.О. Федоза

Інститут електродинаміки НАН України

ОБҐРУНТУВАННЯ ДІАГНОСТИЧНИХ ОЗНАК ДЛЯ ВИЗНАЧЕННЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ ЕЛЕКТРОТЕХНІЧНОГО ОБЛАДНАННЯ З ВИКОРИСТАННЯМ ІНФОРМАЦІЙНО-ВИМІРЮВАЛЬНОЇ СИСТЕМИ УДАРНОЇ ДІАГНОСТИКИ

© Мислович М.В., Федоза О.О., 2001

Проведено теоретичне обґрунтування діагностичних ознак технічного стану електротехнічного обладнання. Розроблено методи побудови статистичних оцінок запропонованих ознак, які реалізуються в інформаційно – вимірювальній системі ударної діагностики електротехнічного обладнання.

The theoretical substantiation of diagnostic indications of availability index of product of the electrotechnical equipment is conducted. The methods of construction of statistical valuations of offered indications are developed which will be realized in the informational – measuring system of shock diagnostics of the electrotechnical equipment.

Серед відомих методів вібродіагностики важливе місце займає метод ударної діагностики, який можна реалізувати за допомогою спеціалізованих інформаційно-вимірювальних систем (ІВС). Ударним методом проводиться діагностика таких дефектів як тріщини та раковини в тілі вала ротора, стан пресування пакета шихтованого магнітопроводу ротора чи статора, наявність тріщин у корпусі масивних електричних машин. Тестовий вібраційний сигнал збуджується в об'єкті діагностики механічним ударом, який наноситься спеціальним ударним молотком [1].

Головною метою цієї роботи є викладення результатів теоретичного обґрунтування діагностичних ознак технічного стану окремих вузлів електротехнічного обладнання, а також розгляд методів визначення статистичних оцінок цих ознак.

У роботі [2] було розглянуто багаторезонансні ймовірнісні моделі вібраційних процесів, що супроводжують роботу вузлів електротехнічного обладнання (шихтованих магнітопроводів ротора чи статора електричних машин, шихтованих магнітопроводів трансформаторів, підшипникових вузлів, щіткотримачів колекторного вузла, масивні корпуси електричних машин). При побудові багаторезонансних моделей використовувався клас лінійних випадкових процесів [2–4], що дало змогу провести повний ймовірнісний аналіз запропонованих моделей.

Згідно з [2], вузли електротехнічного обладнання можна розглядати як багаторезонансні багатовходові коливальні системи другого порядку, які можна охарактеризувати вектором імпульсних перехідних функцій з компонентами

$$\varphi_j(\tau) = \frac{\omega_j^2}{\psi_j} e^{-\beta_j \tau} \sin(\psi_j \tau) U(\tau), \quad j = \overline{1, n}, \quad (1)$$

де $\psi_j = \sqrt{\omega_j^2 - \beta_j^2}$; $\omega_j > \beta_j$; $\beta_j > 0$, β – коефіцієнт затухання, ω_j – власні частоти.

У роботі [2] ударна вібраційна хвиля $\xi(t)$ у місці розміщення акселерометра розглядається як сума $\xi_j(t)$ випадкових процесів, що надходять у це місце по різних каналах поширення хвилі у вузлі, що діагностується, тобто

$$\xi(t) = \sum_{j=1}^n a_j \xi_j(t), \quad t \in (-\infty, \infty), \quad (2)$$

де n – додатне число, що визначається характеристиками об'єкта діагностики; a_j – вагові коефіцієнти, які враховують затухання вібраційного процесу. Як правило, число n визначає кількість резонансних максимумів у вузлі, що діагностується.

У цьому випадку кожна компонента-відгук $\xi_j(t)$, пов'язана з певним каналом розповсюдження і входить як складова в (2). Цю складову можна представити у вигляді лінійного випадкового процесу [3, 4]

$$\xi_j(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_j(t - \tau) d\eta_j(\tau), \quad j = \overline{1, n}, \quad (3)$$

де компоненти $\varphi_j(\tau)$, $\tau \in (-\infty, \infty)$ визначаються по (1), а $\{\eta_j(\tau), j = \overline{1, n}\}$ – вектор породжуючого процесу з незалежними приростами [3–5].

На основі виразів, наведених у [2], кореляційну функцію процесу (2) можна представити так:

$$R(s) = \sum_{j=1}^n e^{-\beta_j |s|} [A_{jn} \cos \psi_j s + B_{jn} \sin \psi_j |s|], \quad (4)$$

при всіх $s \in (-\infty, \infty)$, де

$$A_{jn} = \frac{a_j \tilde{\omega}_j^2}{2\psi_j} \sum_{k=1}^n \frac{a_k \omega_k^2 a_{kj}}{\psi_k} \kappa_{2kj} \geq 0, \quad B_{jn} = \frac{a_j \omega_j^2}{2\psi_j} \sum_{k=1}^n \frac{a_k \omega_k^2 b_{kj}}{\psi_k} \kappa_{2kj},$$

a_j, a_k – вагові коефіцієнти для j -го та k -го входів.

$$a_{kj} = \frac{\beta_{kj}}{\beta_{kj}^2 + \tilde{\psi}_{kj}^2} - \frac{\beta_{kj}}{\beta_{kj}^2 + \psi_{kj}^2} \geq 0; \quad b_{kj} = \frac{\tilde{\psi}_{kj}}{\beta_{kj}^2 + \tilde{\psi}_{kj}^2} + \frac{\psi_{kj}}{\beta_{kj}^2 + \psi_{kj}^2};$$

$$\beta_{kj} = \beta_k + \beta_j; \quad \psi_{kj} = \psi_k + \psi_j; \quad \tilde{\psi}_{kj} = \psi_k - \psi_j,$$

κ_{2kj} – змішаний другий семиінваріант випадкових величин $\eta_k(1)$ та $\eta_j(1)$, $\kappa_{2kj} = \kappa_2[\eta_k(1)\eta_j(1)]$, який при $k = j$ переходить у звичайну дисперсію відповідної величини.

Процес (2) стаціонарний і гільбертовий, $R(0) = \infty$, тому для нього існує спектральна щільність, яка, згідно з [2], визначається як косинус-перетворення Фур'є

$$S(\omega) = 2 \cdot \sum_{j=1}^n \frac{A_{jn} \beta_j (\omega_j^2 + \omega^2) + B_{jn} \psi_j (\omega_j^2 - \omega^2)}{(\omega_j^2 + \omega^2)^2 - 4\omega^2 \psi_j^2}. \quad (5)$$

У виразах (4) і (5) компоненти вектора ψ_j , $j = \overline{1, n}$ представляють собою резонансні частоти, які визначають положення максимумів спектра, а компоненти вектора β_j , $j = \overline{1, n}$ – коефіцієнти затухання.

Отже, автокореляційна функція (4) та спектральна щільність (5) процесу (2) повністю визначається параметрами ψ_j , та β_j , $j = \overline{1, n}$. У цьому випадку параметри можна використати діагностичними ознаками для визначення деяких дефектів у вузлах електро-технічного обладнання.

На підставі [2] логарифм одновимірної характеристичної функції процесу (2) можна записати у вигляді

$$\ln f_{\xi}(u) = ium \sum_{j=1}^n a_{jn} + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} [\exp(iux \sum_{j=1}^n a_{jn} \varphi_j(\tau)) - 1 - iux \sum_{j=1}^n a_{jn} \varphi_j(\tau)] \frac{dK(x)}{x^2} d\tau, \quad (6)$$

де $\varphi_j(t)$, $j = \overline{1, n}$, визначається по (1), а параметри m и $K(x)$ – згідно з [3, 4].

Використання перетворення Фур'є – Стільт'еса до виразу (6) надає можливість визначити одновимірну функцію щільності розподілу ймовірностей процесу (2).

З аналізу математичних моделей вібрацій випливає, що найбільш доступну та в той же час достатньо повну інформацію для розв'язання задач діагностики містять кореляційна функція, спектральна щільність, одновимірна щільність розподілу ймовірностей процесів, які розглядаються. Найдоцільніше діагностичними ознаками використовувати коефіцієнти затухання та параметри, які входять безпосередньо в (4) і (5). Розглянемо їх статистичну оцінку. Як показали результати експериментів, кореляційна функція відгуку вузла на збудження вібраційною ударною хвилею має експоненційно-синусоїдальний вигляд. Необхідно по визначеній експериментально кореляційній функції $R(s)$ (4) знайти параметри, які є діагностичними параметрами.

Значення резонансних частот можна визначити наближено за оцінкою спектральної щільності (5). Так можна робити у випадку, коли спостерігається багато яскраво виражених резонансних максимумів. Точніше можна визначити ці параметри за допомогою ЕВМ при розв'язку системи нелінійних алгебраїчних рівнянь, які отримуємо при різних значеннях s з (4), або при різних значеннях ω з (5). Зручно такими значеннями вибрати точки екстремуму або нулі вихідних функцій.

У випадку, коли спектральна щільність потужності процесу, який досліджується, має тільки один яскраво визначений максимум за умови, що інші практично незначущі, тобто в (1) чи (2) можна прийняти $n=1$, то (4) представимо у вигляді $R(s) = R(0)\hat{R}(s)$, де

$$R(0) = \frac{a_1^2 \kappa_2 \omega_1^2}{4\beta_1}; \hat{R}(s) - \text{нормована кореляційна функція.}$$

$$\hat{R}(s) = e^{-\beta_1 |s|} \left(\cos \psi_1 s + \frac{\beta_1}{\psi_1} \sin \psi_1 |s| \right). \quad (7)$$

На рис.1 показана нормована кореляційна функція при $a \geq 0$ для випадку одного резонансу. Точки екстремумів функції (7) легко можна знайти диференціюванням. Їх

множина нескінченна. Позначимо їх через s_j , $j = 1, 2, 3, \dots$, причому $s_j = \frac{\pi j}{\psi_1}$. Тому

статистичною оцінкою $\tilde{\psi}_1$ можна вибрати лінійну оцінку \tilde{s}_j у вигляді $\tilde{\psi}_1 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{\pi j}{s_j}$, де n –

об'єм випадкової вибірки $\{\tilde{s}_j, j = \overline{1, n}\}$.

Побудувати оцінки коефіцієнта згасання β_1 можна так. З (7) видно, що

$$\hat{R}(s_j) = (-1)^j e^{-\beta_1 s_j} \text{ при } s_j > 0, j = 1, 2, \dots$$

Тому як статистичну оцінку β_j візьмемо середнє арифметичне

$$\tilde{\beta}_1 = -\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \frac{\ln \left[(-1)^j \hat{R}(s_j) \right]}{\tilde{s}_j},$$

де $\hat{R}(s_j)$, $j = \overline{1, n}$ – оцінки експериментальних значень кореляційної функції (7).

Спектральна щільність потужності у випадку $n = 1$ у відповідності з (5).

$S(\omega) = S(0) \hat{S}(\omega)$, де $S(0) = a_1^2 \kappa_2$ і нормована спектральна щільність

$$\hat{S}(\omega) = \frac{\omega_1^4}{(\omega_1^2 + \omega^2)^2 - 4\omega^2 \psi_1^2}.$$

Характер зміни цієї функції показаний на рис. 2. При $2\psi_1^2 > \omega_1$ вона досягає в точці

$$\omega_m = \sqrt{2\psi_1^2 - \omega_1^2} = \sqrt{\omega_1^2 - 2\beta_1^2} \text{ максимуму, значення якого } \hat{S}(\omega_m) = \frac{\omega_1^2}{4\psi_1^2 \beta_1^2}.$$

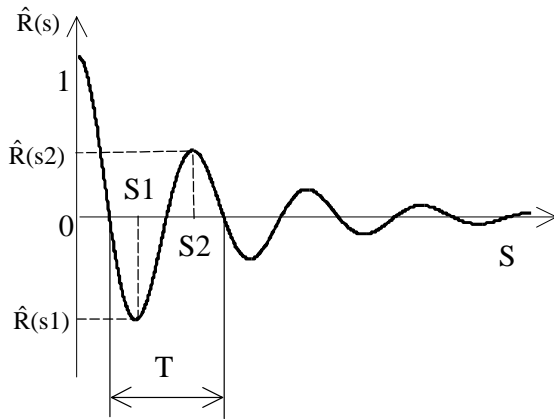


Рис. 1. Нормована кореляційна функція

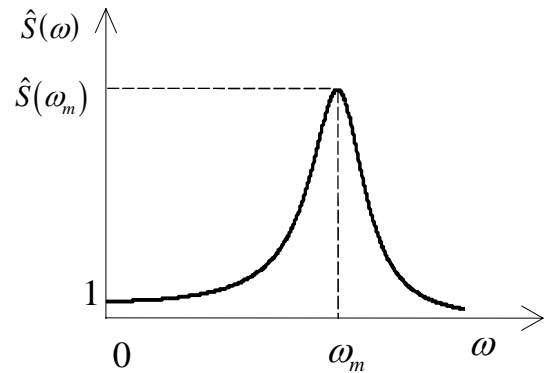


Рис. 2. Характер зміни функції

У коливальному режимі при малих згасаннях, тобто при $\beta_1 \rightarrow 0$, маємо $\psi_1 \rightarrow \omega_1$ та $\omega_m \rightarrow \psi_1$, а $\hat{S}(\omega_m) \rightarrow \infty$.

Якщо побудувати статистичну оцінку спектральної функції, можна оцінити по ній значення параметрів ψ_1 та β_1 , враховуючи наведені вище вирази, і $\omega_1^2 = \psi_1^2 + \beta_1^2$. Для цього необхідно оцінити ω_m та $S(\omega_m)$, а також розв'язати систему двох рівнянь.

Як вже вказувалось, точне розв'язування задачі статистичного оцінювання β_j та ψ_j , занадто громіздке. Припускаючи що породжучі процеси для резонансних частот некорельовані, тобто $\kappa_{2kl} = 0$ при $k \neq j$, (4) набере вигляду

$$R(s) = \sum_{j=1}^n \frac{a_j^2 \kappa_{2jj} \omega_j^2}{4\beta_j} e^{-\beta_j |s|} \left(\cos \psi_j s + \frac{\beta_j}{\psi_j} \sin \psi_j |s| \right), \quad (8)$$

а при $s \geq 0$

$$R'(s) = -\sum_{j=1}^n \frac{a_j^2 \kappa_{2jj} \omega_j^2}{\psi_j} e^{-\beta_j |s|} \cdot \sin \psi_j |s| \quad (9)$$

У цьому випадку у відповідності з (5) спектральна щільність потужності має вигляд

$$S(\omega) = \sum_{j=1}^n \frac{a_j^2 \kappa_{2jj} \omega_j^2}{(\omega_j^2 + \omega^2) - 4\omega^2 \psi_j^2} \quad (10)$$

Маючи значення $R(s)$ та $S(\omega)$ при різних значеннях s і ω , можемо побудувати по (8)–(10) систему лінійно незалежних рівнянь, до яких входять невідомі числові параметри, а також оцінки β_j і ψ_j , $j = \overline{1, n}$.

При малих β_j значення резонансних частот ψ_j можна наближено визначити за максимумами на спектральній щільності потужності (10).

Розглянемо діагностичні ознаки, які визначаються за щільністю розподілу ймовірностей математичних моделей різних фізичних процесів, які виникають в діагностичних вузлах. Наявність тих чи інших дефектів в вузлі, який діагностується, призводить до зміни параметрів вібраційної ударної хвилі, та до зміни вигляду кривої її щільності розподілу. Згідно з [4], найбільш повну інформацію про характер кривої щільності розподілу ймовірностей несуть третій та четвертий моменти, які можна використовувати як діагностичні ознаки. На практиці зручніше користуватись коефіцієнтами асиметрії k і ексцесу γ , які зв'язані з третім та четвертим моментами вібрацій співвідношеннями $k^2 = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}$;

$\gamma = \beta_2 - 3$; $\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$, де μ_2, μ_3 і μ_4 – відповідно другий, третій і четвертий моменти [4].

При проведенні ударної діагностики вузлів електротехнічного обладнання кількісні оцінки \bar{k} , $\bar{\gamma}$ і $\bar{\beta}_2$ можна одержати з використанням програми гістограмного аналізу [6], в якому передбачено згладжування гістограм з використанням системи кривих Пірсона [4].

Проілюструємо використання цих теоретично обґрунтованих діагностичних ознак на прикладі результатів гістограмного аналізу розповсюдження ударної вібраційної хвилі в тилі

фрагменту шихтованого магнітопроводу статора електричної машини. На рис.3 представлена найбільш типова гістограма і згладжуюча її крива, які одержані у результаті ударної діагностики шихтованого магнітопроводу. Отримана крива належить до VII типу за Пірсоном, якому відповідає аналітичний вираз $p(x) = 0,3993 \cdot [1 + x^2 / (2,4341)^2]^{-4,4174}$. Як пока-

зали результати проведених експериментів, найбільш інформативними діагностичними оз-

наками, які дозволяють визначати ступінь пресування шихтованого магнітопроводу, є коефіцієнти асиметрії k і ексцесу γ . При діагностиці вузлів електротехнічного обладнання необхідно визначити границі, в межах яких змінюються діагностичні ознаки, які

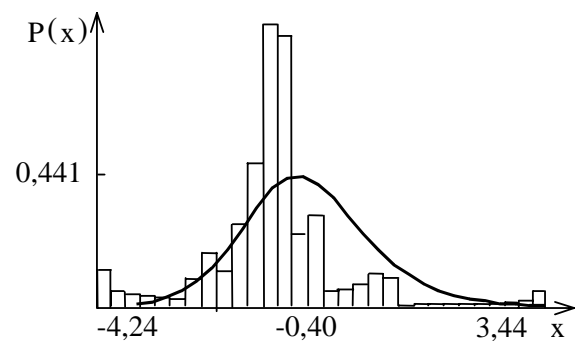


Рис. 3. Типова гістограма і згладжуюча її крива

відповідають певному технічному стану цього обладнання. Так, при гістограмному аналізі вібраційної ударної хвилі, в спресованому шихтованому магнітопроводі, який було використано при проведенні 60 експериментів, одержано такі точкові оцінки середнього значення: $k = 0,2341 \pm 0,0637$; $\gamma = 0,1583 \pm 0,0434$. Тут після знаків \pm наведено середньоквадратичне відхилення точкової оцінки. При діагностуванні, наприклад, стану запресування шихтованого магнітопроводу необхідно встановити границі зміни кількісних оцінок коефіцієнтів k і γ при багаторазовому повторенні експериментів для різних ступенів запресування магнітопроводу.

Висновки 1. Обґрунтовані діагностичні ознаки технічного стану електротехнічного обладнання, які можна використати в ІВС ударної діагностики. Запропоновані ознаки базуються на використанні результатів кореляційного, спектрального та гістограмного аналізу вібраційної ударної хвилі, яка збуджується у досліджуваному вузлі електротехнічного обладнання.

2. Розглянуто способи побудови статистичних оцінок запропонованих діагностичних ознак технічного стану електротехнічного обладнання.

1. Марченко Б.Г., Мыслович М.В., Целина В.Н. Ударная диагностика шихтованных магнитопроводов. – К., 1993 – 40 с. – (Препр. / АН Украины. Ин-т электродинамики; № 745). 2. Мыслович М.В., Федоза А.А. Многорезонансные модели в информационно-измерительных системах вибродиагностики электротехнического оборудования // Технічна електродинаміка // Доп. Міжнар. конф. “Електро 2000”. – 2000. Спец. вип. Т. 2. – С. 103–108. 3. Марченко Б.Г. Метод стохастических интегральных представлений и его приложения в радиотехнике. – К., 1992. – С. 195. 4. Марченко Б.Г., Мыслович М.В. Вибродиагностика подшипниковых узлов электрических машин. – К., 1992. – 195 с. 5. Мыслович М.В. Проценко Л.Д. Линейные случайные процессы в задачах виброакустической диагностики технических систем. – К., 1982. – 22 с. – (Препр. / АН Украины. Ин-т электродинамики; № 291). 6. Марченко В.Б., Осадчий Е.П. Комплекс прикладных программ по статистической обработке эргодических временных рядов. Гос. Фонд алгоритмов и программ № 50870000652, ФАП АН УССР, № АПО1606. – 1986. – 854 с.