

УДК 519.254  
UDC 519.254

ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНА ПЕРЕВІРКА МОДЕЛІ ОПТИМІЗАЦІЇ ПРОСТОРУ  
ДІАГНОСТИЧНИХ ПАРАМЕТРІВ ПРИ ВЕЙВЛЕТ-ПЕРЕТВОРЕННЯХ  
ВІБРОСИГНАЛІВ ДИЗЕЛЬНИХ АГРЕГАТІВ

Мигущенко Р.П., кандидат технічних наук, Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харків, Україна

EXPERIMENTAL VERIFICATION OF THE SPACE OPTIMIZATION DIAGNOSTIC PARAMETERS  
MODEL AT WAVELET TRANSFORM FOR VIBRO SIGNALS FROM DIESEL AGGREGATES

Miguschenko R.P., Ph.D., National Technical University "Kharkov Polytechnic Institute", Kharkov, Ukraine

ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНАЯ ПРОВЕРКА МОДЕЛИ ОПТИМИЗАЦИИ ПРОСТРАНСТВА  
ДИАГНОСТИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ ПРИ ВЕЙВЛЕТ-ПРЕОБРАЗОВАНИЯХ  
ВИБРОСИГНАЛОВ ДИЗЕЛЬНЫХ АГРЕГАТОВ

Мигущенко Р.П., кандидат технических наук, Национальный технический университет «Харьковский политехнический институт», Харьков, Украина

Постановка проблеми. Безрозбірна діагностика стану складних промислових об'єктів на основі вібросигналів їх вузлів є актуальною задачею для промисловості. Проте, обмеженість інформації у випадкових сигналах, параметри яких залежать від стану об'єкта функціональної діагностики, завжди породжує проблему формування оптимальної, по мінімуму ймовірності помилки діагностики. Обмеженість вихідної інформації – це наслідок властивості вибірок з підмножини об'єктів з верифікованими станами, які використовуються при навчанні (калібруванні) системи діагностики. Особливо яскраво дана проблема проявляється в системах процедури прийняття рішень, де передбачаються математичні дії над векторами в нормованих лінійних просторах великої розмірності. Розмірність таких метричних просторів повністю визначається числом можливих невідповідних інформативних параметрів, що потенційно містяться у випадковому вимірювальному вібросигналі.

Збільшення розмірності таких просторів вимагає жорсткого забезпечення вимог до незміщеності, спроможності, ефективності оцінок параметрів для всіх діагностованих станів. При обмеженості навчальних вибірок, виконання цих вимог тим важче, чим більша кількість параметрів використовується при діагностиці. У цьому випадку неминуче збільшуються ймовірності похибок діагностики як першого, так і другого роду, що зменшує ефективність роботи багатопараметрової системи діагностики в цілому.

Аналіз літератури. Теоретичне обґрунтування важливості задач оптимізації розмірності простору інформативних параметрів (ознак) і розробка оптимальних планів діагностичного експерименту бере початок у 70-х, 80-х роках минулого століття [1, 2]. Наступні теоретичні розробки в області планування вимірювань для задач багатопараметрового контролю і функціональної діагностики стосуються моделей з відносно невеликою кількістю інформаційних параметрів [3 - 5], які характеризують статистичні властивості об'єкта діагностики. Динамічні моделі об'єктів в задачах оптимізації розмірності вектора контрольованих параметрів практично не досліджені, особливо для лінійних просторів великої розмірності.

Мета статті. Теоретичне обґрунтування і практичне використання методів багатofакторного дисперсійного аналізу для оптимальної параметризації вейвлет-зображень спектрально нестационарних вібросигналів в задачі альтернативної функціональної діагностики дизельних двигунів великої потужності.

Теоретичні засади діагностування стану складних промислових об'єктів за вібросигналами їх вузлів. Розглянемо об'єкт діагностики як випадковий вектор  $\bar{Y} = (Y_1, \dots, Y_L)$ , складові якого – вимірювальні інформативні параметри. Простір спостережень складових, наприклад, двох випадкових векторів  $\bar{X}$  і  $\bar{Y}$  – це нормований евклідовий простір  $E_L$ , метрика  $d_2(\bar{X}, \bar{Y})$  якого визначається нормою

$$\|\bar{X} - \bar{Y}\| = \left\{ \sum_{j=1}^L \frac{(\bar{x}_j - \bar{y}_j)^2}{(\sigma_{x_j}^2 + \sigma_{y_j}^2)} \right\}^{1/2}. \quad (1)$$

Модель діагностики, в нашому випадку, параметрична за мінімумом середнього ризику [6], коли розподілення ймовірностей векторів  $\bar{X}$  і  $\bar{Y}$  – це багатомірні нормальні закони розподілення з векторами  $\bar{x}_j$ ,  $\bar{y}_j$  середніх і діагональними дисперсійними матрицями  $D_x$ ,  $D_y$ , складених з дисперсій  $\left\{ \sigma_{x_j}^2 \right\}_1^L$  і  $\left\{ \sigma_{y_j}^2 \right\}_1^L$ , відповідно.

В якості цільової функції оптимізації розмірності  $L$  простору  $E_L$  зручно використати ймовірність помилки діагностики другого роду ( $\beta$ ), якщо ймовірність помилки першого роду ( $\alpha$ ) не більше заданої величини (наприклад, 0.05). Така цільова функція відповідає задачі оптимізації за критерієм Неймана-Пірсона, а правило вибору рішення має найбільшу потужність серед інших правил, для яких рівень значимості  $\alpha$  не перевищує задану величину.

Якщо  $F_j^{(0)}$  і  $F_j^{(1)}$  інформативні  $F$ -статистики, які характеризують, відповідно стани  $S_0$  і  $S_1$  об'єкта контролю, то статистична відстань між цими станами, з урахуванням норми (1) і моделі багатомірного контролю [6], буде визначатись виразом

$$d = \sum_{j=1}^L \frac{\left( F_j^{*(0)} - F_j^{*(1)} \right)^2}{\left( \sigma_{F_j^{*(0)}}^2 + \sigma_{F_j^{*(1)}}^2 \right)}. \quad (2)$$

У виразі (2)  $F_j^{*(0)}$  і  $F_j^{*(1)}$  – це оцінки середніх значень статистик  $F_j^{(0)}$  і  $F_j^{(1)}$ , а  $d$  – квадрат геометричної відстані між векторами  $\bar{F}_j^{(0)}$  і  $\bar{F}_j^{(1)}$ .

Якщо дисперсії  $\sigma_{F_j^{*(0)}}^2$  і  $\sigma_{F_j^{*(1)}}^2$  відомі, то  $d$  – це випадкова величина з  $\chi^2$ -розподіленням, яка має  $L$  ступенів волі. Позначимо як  $d_{кр}$  критичне значення для відстані  $d$ , яке дорівнює  $(\alpha \cdot 100)$ -відсотковій точці  $\chi_{L, \alpha}^2$   $\chi^2$ -розподілення. Якщо  $m_d$  і  $\sigma_d^2$  – відповідно середнє і дисперсія відстані  $d$ , коли відстань  $S_0$  характеризує появу дефекту, то ймовірність помилки другого роду можна визначити через інтеграл ймовірності  $\Phi(\rho)$  [7], аргумент якого  $\rho = \frac{m_d - d_{кр}}{\sigma_d}$ :

$$\beta = 1 - \Phi \left( \frac{m_d - d_{кр}}{\sigma_d} \right). \quad (3)$$

Для оцінки дисперсій  $\sigma_{F_j^{*(0)}}^2$  і  $\sigma_{F_j^{*(1)}}^2$  скористаємось моделлю апроксимації нецентрального закону розподілення  $\chi^2$  [7]. Тоді отримаємо

$$\begin{cases} \sigma_{F_j^{*(0)}}^2 \geq 2F_j^{*(0)}, \\ \sigma_{F_j^{*(1)}}^2 \geq 2F_j^{*(1)}, \end{cases} \quad (4)$$

а вираз (2) прийме вигляд нерівності

$$d \geq \frac{1}{2} \sum_{j=1}^L \frac{(F_j^{*(0)} - F_j^{*(1)})^2}{(F_j^{*(0)} + F_j^{*(1)})},$$

яка дозволяє знайти нижню границю квадрата геометричної відстані  $d$  між станами  $S_0$  і  $S_1$ :

$$d = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^L \frac{(F_j^{*(0)} - F_j^{*(1)})^2}{(F_j^{*(0)} + F_j^{*(1)})}. \quad (5)$$

Використовуючи апроксимацію  $\chi^2$ -розподілення для відстані  $d$  нормальним законом визначимо  $m_d$  і  $\sigma_d$  з виразу [7]:

$$m_d = L + d, \quad (6)$$

$$\sigma_d = \sqrt{2(L + 2d)}. \quad (7)$$

Таким чином, кінцевий вираз для цільової функції оптимізації має вигляд

$$\beta = 1 - \Phi\left(\frac{L + d - \chi_{L,\alpha}^2}{\sqrt{2(L + 2d)}}\right), \quad (8)$$

де  $\Phi(\rho)$  – інтеграл ймовірності,  $d$  – функція інформативних параметрів ( $F$ -статистик), яка визначається виразом (5),  $\chi_{L,\alpha}^2$  –  $(\alpha \cdot 100)\%$ -на точка  $\chi^2$ -розподілення з  $L$  ступенями волі.

З виразу (8) очевидно, що будь-яке збільшення аргументу

$$\rho = \frac{L + d - \chi_{L,\alpha}^2}{\sqrt{2(L + 2d)}} \quad (9)$$

призводить до збільшення значення інтеграла ймовірності  $\Phi(\rho)$ . Така властивість аргументу  $\rho$  дозволяє використовувати його в якості цільової функції оптимізації розмірності простору інформативних  $F$ -статистик.

В цьому випадку, екстремуми функцій оптимізації (8) і (9) співпадають, причому глобальному мінімуму функції  $\beta$  буде відповідати глобальний максимум функції  $\rho$ .

Експериментальна перевірка моделі оптимізації. В умовах будь-якого фізичного експерименту значення вимірювальних параметрів контролю і діагностики – це реалізації випадкових величин. Невизначеність останніх пов'язана з наявністю збурюючих неусувних факторів, які навіть для нормативно заданих станів  $S_0$  і  $S_1$  не дозволяють створити стандартні зразки цих станів. Це означає, що дисперсії  $\sigma_{F_j^{*(0)}}^2$  і  $\sigma_{F_j^{*(1)}}^2$ , у виразі (2) для геометричної відстані  $d$ , завжди будуть більше нуля, а

їх залежності від інформативних  $F$ -статистик будуть, у першому наближенні, визначатись нерівністю (4). Цьому сприяє і обмеженість вибірок результатів багатомірних вимірювань, а також

складності в організації показності підмножин об'єктів діагностики з верифікованими властивостями для порівняльних станів  $S_0$  і  $S_1$ .

В експериментальних дослідженнях ефективності моделі оптимізації за критерієм Неймана-Пірсона об'єктом діагностики слугував дизельний агрегат Д80 тепловозів ТГМ4. Випадкові вібросигнали  $X(t)$  для станів  $S_0$  (нормальний стан) і  $S_1$  (несправний стан), були представлені вибірками 64 реалізацій результатів вимірювання вихідного сигналу п'єзоелектричного акселерометра АП-18, встановленого на трубку паливного насоса високого тиску. Типові зразки вібросигналів, які відповідають станам  $S_0$  і  $S_1$  представлені на рис. 1.

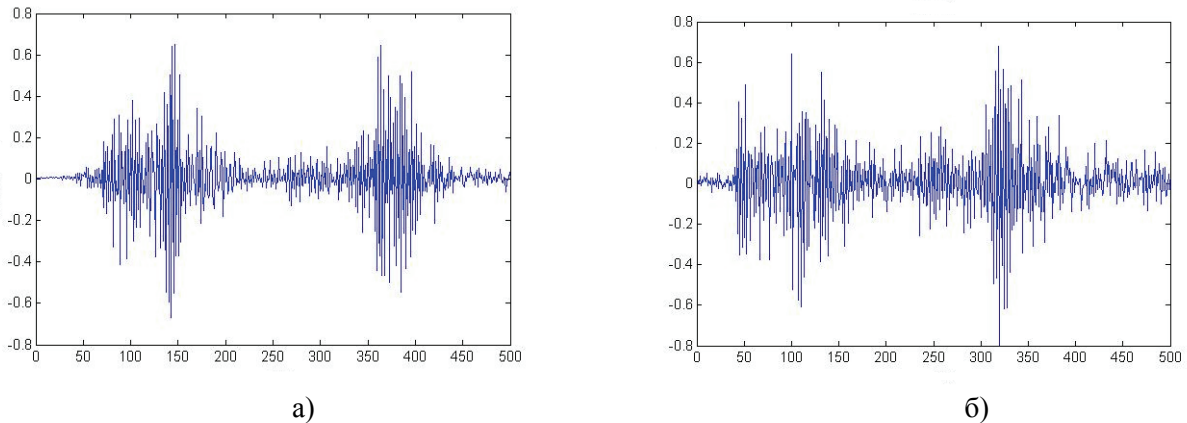


Рисунок 1 – Вібросигнали, які відповідають робочому і несправному стану паливної системи дизельних агрегатів

Неперервне вейвлет-перетворення сигналів  $X(t)$  з наступним коваріаційним аналізом послідовностей вейвлет-коефіцієнтів як функцій, або масштабу, або зсуву, дозволило розрахувати інформативні параметри  $F_0, F_1, F_2, F_3$  з наступною оцінкою геометричної відстані  $d$  між класами станів  $S_0$  і  $S_1$ .

В табл. 1 представлені результати оцінювання відстані  $d$  за виразом (5) за вибіркою з двох дизельних агрегатів Д80 для двох варіантів порівнювальних станів  $S_0$  і  $S_1$ , які характеризують працездатність першого і другого агрегатів, відповідно:

1. Перший і другий агрегати – працездатні ( $S_0$  тотожно дорівнює  $S_1$ , ( $S_0 \equiv S_1$ )).
2. Перший агрегат працездатний, другий має функціональні порушення у вигляді несправності форсунки ( $S_0$  тотожно не дорівнює  $S_1$ , ( $S_0 \not\equiv S_1$ )).

Для обох варіантів кількості фіксованих значень  $n_a, n_b$  для параметрів масштабу і зсуву однаково і дорівнює  $n_a = n_b = 10$ .

Таблиця 1 – Оцінки відстані між  $S_0$  і  $S_1$  за видами  $F$ -статистик

$F$ -статистика	Вейвлет-аналіз за масштабом		Вейвлет-аналіз за зсувом		$L$
	Варіант 1 $S_0 \equiv S_1$	Варіант 2 $S_0 \not\equiv S_1$	Варіант 1 $S_0 \equiv S_1$	Варіант 2 $S_0 \not\equiv S_1$	
$F_0$	3,453587	46,87525	29,9378	17,65797	10
$F_1$	7,263866	6,61417	6,503509	3,79513	10
$F_2$	2,475361	4,62345	4,21698	7,648516	10
$F_3$	3,10894	8,059743	7,30602	3,972571	10

Об'єднуючи, з табл. 1, результати розрахунку відстані  $d$  для варіанта 2 ( $S_0 \not\equiv S_1$ ), отримуємо можливість порівняння роздільних властивостей статистик  $F_0, F_1, F_2, F_3$  при параметричній

діагностиці верифікованих станів  $S_0$  (працездатність в нормі) і  $S_1$  (працездатність порушена). В табл. 2 представлені значення відстані  $d$  по видам  $F$ -статистик для об'єднаного, за параметрами  $a$  і  $b$ , вейвлет-аналіза вібросигнала  $X(t)$ .

Таблиця 2 – Оцінки відстані  $d$  для об'єднаного вейвлет-аналіза ( $L = 20$ ).

$F$ -статистика	$L$	$d (S_0 \neq S_1)$
$F_0$	20	64,53322
$F_1$	20	10,4093
$F_2$	20	12,27197
$F_3$	20	12,0323

Дані табл. 2 свідчать, що  $F$ -статистики мають різну інформативність у відношенні зміни стану  $S_0$  на  $S_1$ , і інформативність ця прямо залежить від їх роздільної спроможності, що виражена у формі моделі геометричної відстані  $d$ . Табл. 2 дозволяє ранжувати  $F$ -статистики за спаданням інформативності і такий ранжований ряд має вигляд:

$$\{F_0, F_2, F_3, F_1\}. \quad (10)$$

Використовуючи результати оцінювання геометричної відстані  $d$  в табл. 1 і ранжовану послідовність  $F$ -статистик (10), можна сформувати чотири варіанти простору інформативних параметрів при поступальному збільшенні розмірності цього простору, за рахунок приєднання до статистики  $F_0$  спочатку статистики  $F_2$ , потім  $F_3$  і, в кінці кінців,  $F_1$ . В табл. 3 представлені результати:

- обчислення цільової функції  $\rho$  (вираз (9));
- вибір рішення  $\gamma$  ( $\gamma_0$  або  $\gamma_1$ ) у відповідності з умовами

$$\gamma_0: d < d_{кр};$$

$$\gamma_1: d \geq d_{кр}.$$

Таблиця 3 – Результати математичного моделювання процедури параметричної функціональної діагностики

Вектор інформативних параметрів	$L$	$d_{кр}$	$\rho$	$S_0 \equiv S_1$		$S_0 \neq S_1$	
				$d$	$\gamma$	$d$	$\gamma$
$\{F_0\}$	20	31,41	3,0767	33,3914	<u><math>\gamma_1</math></u>	64,533	$\gamma_1$
$\{F_0, F_2\}$	40	55,76	3,1022	40,0837	$\gamma_0$	76,805	$\gamma_1$
$\{F_0, F_2, F_3\}$	60	79,08	3,1995	50,4987	$\gamma_0$	88,837	$\gamma_1$
$\{F_0, F_2, F_3, F_4\}$	80	101,9	2,612	64,366	$\gamma_0$	99,246	<u><math>\gamma_0</math></u>

З табл. 3 видно, що мають місце помилкові рішення (підкреслені):  $\gamma_1$  – для варіанта  $S_0 \equiv S_1$ , і  $\gamma_0$  – для варіанта  $S_0 \neq S_1$ . Проте, для оптимального варіанта розмірності простору параметрів  $(F_0, F_2, F_3)$ , для якого цільова функція  $\rho = 3.1995$  максимальна, всі рішення – правильні.

На рис. 2 показана залежність цільової функції  $\rho$  від розмірності  $L$  простору параметрів. Такому оптимальному простору складових параметрів  $F_0, F_2$  и  $F_3$  ( $L = 60$ ) відповідає мінімальна (при  $\alpha = 0.05$ ) ймовірність помилки  $\beta = 0.0007$ . Загальна помилка діагностики при цьому (без урахування апіорних ймовірностей станів  $S_0$  і  $S_1$ ) дорівнює

$$P_{ПОМ} = 0.5(\alpha + \beta) = 0.02535.$$

З графіка на рис. 2 видно, що градієнт збільшення аргументу інтеграла ймовірності  $\Phi(\rho)$  (зменшення помилки діагностики  $\beta$ ) при збільшенні розмірності  $L$  набагато нижче зменшення градієнта  $\Phi(\rho)$  після переходу через оптимальне значення  $L = 60$ . Це свідчить про те, що програш при необгрунтованому збільшенні значення розмірності  $L$  може бути набагато істотніше виграшу.

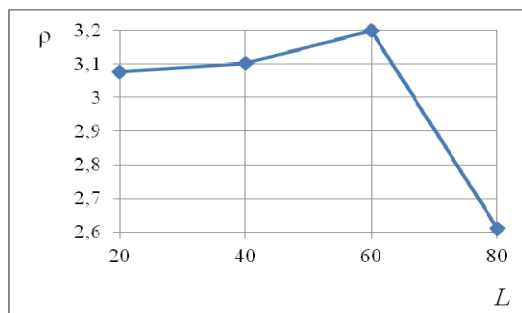


Рисунок 2 – Залежність цільової функції  $\rho$  від розмірності  $L$  простору параметрів

Висновки:

1. Показана можливість діагностування стану вузлів дизельного агрегату за геометричною відстанню функції інформативних параметрів  $F$ -статистик вейвлет-перетворених вібросигналів.

2. Розроблена методика формування, за критерієм Неймана-Пірсона, оптимальної розмірності простору  $F$ -статистик, що забезпечує мінімум ймовірності помилки діагностики другого роду або максимуму потужності правила прийняття рішення.

#### ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

1. Миленький А.В. Классификация сигналов в условиях неопределенности (статистические методы самообучения в распознавании образов) / А.В. Миленький – М.: Сов. Радио, 1985. – 329 с.

2. Раудис Ш. Ограниченность выборки в задачах классификации / Ш. Раудис // Сборник «Статистические проблемы управления» – Вильнюс, 1976. – Вып. 18. – С. 1-185.

3. Володарский Е.Т. Планирование и организация измерительного эксперимента / Е.Т. Володарский, Б.Н. Малиновский, Ю.М. Туз – К.: Вища шк. Головное изд-во, 1987. – 280 с.

4. Щапов П.Ф. Оптимизация пространства информационных параметров на основе ковариационных моделей дисперсионного анализа / П.Ф. Щапов // Електротехніка і електромеханіка. – 2005. – №2. – С. 59 – 62.

5. Рыбалко В.В. Параметрическое диагностирование энергетических объектов на основе факторного анализа в среде Statistica. / В.В. Рыбалко // Математика в приложениях. – 2004. - № 2 (6). – С. 78 – 83.

6. Захожай В.Б. Статистика якості: / В.Б. Захожай, А.Ю. Чорний. – К.: МАУП, 2005. – 576с.

7. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке: Методы планирования эксперимента / Н. Джонсон, Ф.Лион; пер. с англ. под ред. Э.К. Лецкого. – М.: Мир, 1981. – 520 с.

#### REFERENCES

1. Milenkiy A.V. Classification of signals under conditions of uncertainty (statistical methods in pattern recognition self). Moskva. Sov. Radio. 1985. 329 p. (Rus)

2. Raudis Sh. Limited sampling in classification problems. Collection "Statistical Control Problems". Vilnius. 1976. No 18. P. 1-185. (Rus)

3. Volodarskiy E.T., Malinowski B.N., Tuz Y.M. Planning and organization of measuring experiment. Kiev. Vishcha shkola. 1987. 280 p. (Rus)

4. Shchapov P.F. Space optimization information parameter covariance models based on analysis of variance. Elektrotehnika i elektromehaniika. 2005. No 2. P. 59-62 p. (Rus)

5. Rybalko V.V. Parametric diagnosing energy facilities on the basis of factor analysis in the environment of Statistica. Math applications. 2004. No 2 (6). P. 78-83. (Rus)

6. Zakhohzhay V.B. Chorny A.Y. Statistics yakosti: pidruch. for stud. visch. navch. Kiev. 2005. 576 p. (Rus)

7. Johnson N., Lyon F. Statistics and experimental design in engineering and science: Methods of experiment planning. Trans. from English. red. Letsko E.K. Moskva. 1981. 520 p. (Rus)

#### РЕФЕРАТ

Мигущенко Р.П. Експериментальна перевірка моделі оптимізації простору діагностичних параметрів при вейвлет-перетвореннях вібросигналів дизельних агрегатів / Р.П. Мигущенко // Вісник Національного транспортного університету. — К. : НТУ, 2013. — Вип. 28.

В статті розглянута задача визначення оптимального числа інформаційних параметрів, отриманих на основі коваріаційного аналізу результатів вейвлет-перетворення спектрально-нестационарних вібросигналів при діагностиці стану промислового вібраційного об'єкту – дизельного двигуну великої потужності.

Об'єкт дослідження – вібросигнал з трубки паливного насосу високого тиску дизельного агрегату.

Мета роботи – теоретичне обґрунтування і практичне використання методів багатофакторного дисперсійного аналізу для оптимальної параметризації вейвлет-зображень спектрально-нестационарних вібросигналів в задачі альтернативної функціональної діагностики дизельних двигунів великої потужності.

Метод дослідження – дисперсійний та коваріаційний аналіз.

В статті доведено, що інформативними параметрами при аналізі вібросигналу для проведення контролю та діагностики є критеріальні  $F$ -статистики тестування результатів вейвлет-перетворення, які залежать від зсуву і від масштабу. Оптимальне число статистик, які описують промисловий вібраційний об'єкт, визначається на основі мінімуму ймовірності помилки діагностики.

Результати статті можуть бути впроваджені для розробки алгоритмів безрозбірного контролю і діагностики стану вузлів складних промислових агрегатів – дизельних двигунів великої потужності.

Прогнозні припущення щодо розвитку об'єкта дослідження – зниження загальної помилки діагностики стану вузлів за рахунок оптимізації порогу рівня значущості.

**КЛЮЧОВІ СЛОВА:** ВІБРОСИГНАЛ, ВЕЙВЛЕТ-ПЕРЕТВОРЕННЯ, ДІАГНОСТИКА, ДИСПЕРСІЙНИЙ ТА КОВАРІАЦІЙНИЙ АНАЛІЗ,  $F$ -СТАТИСТИКИ, ЙМОВІРНІСТЬ ПОМИЛКИ ДІАГНОСТИКИ.

#### ABSTRACT

Miguschenko R.P. Experimental verification of model for space of diagnostic parameters optimization at wavelet-transformations of diesel aggregates vibrosignals. Visnyk National Transport University. – Kyiv. National Transport University. 2013. – Vol. 28.

In this article the task of optimum number informative parameters determination was considered. Covariative analysis of wavelet-transformation was performed for un-stationary vibrosignals from industrial oscillation object – diesel engine of high-powered.

A research object is a vibrosignal from a high pressure fuel pump tube of diesel aggregate.

A purpose of work is a theoretical ground and practical use of multivariable dispersible analysis methods for optimum parametrization of spectral non-stationary vibrosignals wavelet-images in the task of alternative functional diagnostics of high-powered diesel engines.

Research method – dispersible and covariative analysis.

In the article was proven, that informing parameters at the analysis of vibrosignal for the control and diagnostics performing are the criterion. Optimum number for statistics, which describe an industrial oscillation object, may be determined on the minimum probability for diagnostics error basis.

The results of this article can be used for development of control and diagnostics algorithms for complicate industrial aggregates – high-powered diesel engines

Expected assumptions about the object of study – reducing the overall nodes condition diagnostics error by optimizing the threshold of significance.

**KEY WORDS:** VIBRATION SIGNALS, WAVELET TRANSFORM, DIAGNOSTIC, DISPERSIBLE COVARIANCE ANALYSIS, F-STATISTICS, PROBABILITY OF ERROR DIAGNOSIS.

#### РЕФЕРАТ

Мигущенко Р.П. Экспериментальная проверка модели оптимизации пространства диагностических параметров при вейвлет-преобразованиях вибросигналов дизельных агрегатов / Р.П. Мигущенко // Вестник Национального транспортного университета. — К. : НТУ, 2013. — Вып. 28.

В статье рассмотрена задача определения оптимального числа информационных параметров, полученных на основе ковариационного анализа результатов вейвлет-преобразования спектрально-нестационарных вибросигналов при диагностике состояния промышленного вибрационного объекта – дизельного двигателя большой мощности.

Объект исследования – вибросигнал с трубки топливного насоса высокого давления дизельного агрегата.

Цель работы – теоретическое обоснование и практическое использование методов многофакторного дисперсионного анализа для оптимальной параметризации вейвлет-изображений спектрально нестационарных вибросигналов в задаче альтернативной функциональной диагностике дизельных двигателей большой мощности.

Метод исследования – дисперсионный и ковариационный анализ.

В статье доказано, что информативными параметрами при анализе вибросигнала для проведения контроля и диагностики являются критериальные  $F$ -статистики тестирования результатов вейвлет-преобразования, которые зависят от сдвига и от масштаба. Оптимальное число статистик, которые описывают промышленный вибрационный объект, определяется на основе минимума вероятности ошибки диагностики.

Результаты статьи могут быть внедрены для разработки алгоритмов безразборного контроля и диагностики состояния узлов сложных промышленных агрегатов – дизельных двигателей большой мощности.

Прогнозные предположения о развитии объекта исследования – снижение общей ошибки диагностики состояния узлов за счет оптимизации порога уровня значимости.

**КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА:** ВИБРОСИГНАЛ, ВЕЙВЛЕТ-ПРЕОБРАЗОВАНИЯ, ДИАГНОСТИКА, ДИСПЕРСИОННЫЙ И КОВАРИАЦИОННЫЙ АНАЛИЗ,  $F$ -СТАТИСТИКИ, ВЕРОЯТНОСТЬ ОШИБКИ ДИАГНОСТИКИ.

**АВТОР:**

Мигушенко Руслан Павлович, кандидат технічних наук, доцент, Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій і систем, e-mail: mrp1@bk.ru, тел. 0677670287, Україна, 61183, м. Харків, вул. Гвардійців Широнінців 91, кв. 96.

**AUTHOR:**

Migushchenko Ruslan P., Ph.D., associate professor, National Technical University "Kharkov Polytechnic Institute", associate professor of information and measurement technologies and systems, e-mail: mrp1@bk.ru, tel. 0677670287, Ukraine, 61183, Kharkov, Guardsmen Shyronintsiv str 91, of 96.

**АВТОР:**

Мигушенко Руслан Павлович, кандидат технических наук, доцент, Национальный технический университет «Харьковский политехнический институт», доцент кафедры информационно-измерительных технологий и систем, e-mail: mrp1@bk.ru, тел. 0677670287, Украина, 61183, г. Харьков, ул. Гвардейцев Широнинцев 91, кв. 96.

**РЕЦЕНЗЕНТИ:**

Волонцевич Д.О., доктор технічних наук, професор, Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», завідувач кафедри колісних і гусеничних машин, Харків, Україна.

Гутаревич Ю.Ф., доктор технічних наук, професор, Національний транспортний університет, завідувач кафедри двигунів і теплотехніки, Київ, Україна.

**REVIEW:**

Voloncevich D.O., Ph.D., Professor, National Technical University "Kharkov Polytechnic Institute", manager by the department of the wheeled and caterpillar machines, Kharkov, Ukraine.

Gutarevych Yu.F, PhD, Professor, National Transport University, manager by the department of the engines and heating, Kyiv, Ukraine.