

І. М. Коржов

Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харків

## ЗАГАЛЬНЕ ФОРМУЛЮВАННЯ ЗАДАЧІ ФУНКЦІОНАЛЬНОЇ ДІАГНОСТИКИ ДЛЯ МОДЕЛЕЙ ПАРАМЕТРИЧНОЇ ДИСКРИМІНАЦІЇ

Проблема підвищення ефективності інформаційних систем контролю технічного стану промислових об'єктів з динамічними властивостями невід'ємно пов'язано зі збільшенням об'ємів вимірювальної інформації, що характеризує типові еталонні варіанти динамічних порушень. **Мета статті:** навести загальне формулювання задачі функціональної діагностики для моделей параметричної дискримінації. **Результати.** Розглянута загальна задача функціональної діагностики для моделей параметричної дискримінації за інформативними параметрами – показниками автокогерентності. Сформульована в загальному виді задача вибору дискримінантної функції для цілей контролю та діагностування промислових об'єктів з точки зору статистичних ризиків контролю та діагностики. Перевірені сформульовані положення при контролі технічного стану типового вібраційного промислового об'єкту – екструдера. Отримані результати можуть бути застосовані для подальшого дослідження впливу об'єму навчаючої вибірки на середній ризик контролю та діагностики з синтезом математичної моделі середнього ризику та аналізом ефектів мінімізації середнього ризику, а також оптимізації простору інформативних ознак за критерієм максимуму достовірності контролю та діагностики. **Висновок.** Проведене дослідження вібросигналів типового промислового об'єкту – екструдера, показало, що для контролю технічного стану вібраційних об'єктів можливо використовувати лінійну вирішувальну (дискримінантну) функцію типу 2 або 3. Кінцевий вибір функції буде залежити від результатів оцінювання коваріаційної матриці.

**Ключеві слова:** діагностика, контроль, автокогерентність, достовірність, вірогідність, дискримінантні функції, статистичний ризик.

### Вступ

**Постановка проблеми.** Проблема підвищення ефективності інформаційних систем контролю (далі – ІСК) технічного стану промислових об'єктів з динамічними властивостями невід'ємно пов'язано зі збільшенням об'ємів вимірювальної інформації, що характеризує типові еталонні варіанти динамічних порушень [1, 2].

Навчання ІСК, що призначені для контролю та ідентифікації таких станів – це задача оцінювання в умовах обмеженого об'єму вимірювань, параметрів, що характеризують динаміку обладнання при тестових змінах технічного стану, умовно адекватних порушенням, відповідних ненормативним робочим режимів [2]. Невизначеність такого оцінювання пов'язана не тільки з обмеженістю об'єму  $N_a$  навчаючої множини  $\{x_1^{(k)}, \dots, x_{N_a}^{(k)}\}$  результатів вимірювань показника автокогерентності  $X_{(N_a \ll \infty)}$ , коли об'єкт знаходиться в стані з номером « $k$ ».

Невизначеність включає, також складову, що залежить від неоднорідності умов навчаючого експерименту, через неможливість забезпечення строгої ідентичності технічних властивостей і характеристик для  $N_b$  обмеженої множини ( $N_b \ll \infty$ ) функціонально однакових промислових об'єктів [2, 3], що підвергають випробуванню.

Складові невизначеності, що пов'язані з обмеженістю об'єму  $N_a$  вимірювань і обмеженістю числа  $N_b$  об'єктів можуть бути об'єднані, але основним об'ємом навчаючої вибірки вважається  $N_b$ . Саме обмеженість цього об'єму впливає на зміщення (систематичні похибки) параметрів контролю, а об'єм  $N_a$  впливає на спроможність (випадкові похибки) в оцінюванні параметру контролю [2, 4]. Об'єм

$N_a$  – це число багатократних вимірювань, збільшення яких знижує дисперсію випадкових похибок в  $N_a$  разів [2] і технічно, в метрологічному експерименті легко здійснимий. Збільшити об'єм  $N_b$  – технічно важко, а іноді і не можливо, що призводить до появи негативної методичної складової в достовірності діагностики, зменшуючи останню.

**Аналіз літератури.** Проблема зниження ризиків (підвищення ефективності) контролю технічного стану промислових об'єктів в умовах апіорної невизначеності властивостей об'єктів технічної контролю завжди була предметом ймовірно-статистичного аналізу процедур перетворення первинної вимірювальної інформації у вторинні логічні рішення. При цьому, ступінь і глибина вивчення проблеми пов'язувалася зі складністю математичної моделі процедури такого дискримінантного перетворення [3, 4]. Найкраще вивчена проблема для простих (лінійних) процедур, реалізованих у вигляді параметричних лінійних дискримінантних функцій [3, 5, 6].

**Мета статті.** В цій статті наведено загальне формулювання задачі функціональної діагностики для моделей параметричної дискримінації.

### Загальне формулювання задачі функціональної діагностики з використанням показників автокогерентності

Розглянемо множину розмірності  $p$  показників автокогерентності [7, 8] як векторну величину

$$\bar{x} = (x_1, \dots, x_p). \quad (1)$$

Нехай  $m$  – кількість станів технічного об'єкту, що діагностується, для яких відома множина  $\{P_1, \dots, P_m\}$  апіорних ймовірностей, причому

$$\sum_{k=1}^m P_k = 1. \quad (2)$$

Нехай  $(x_1, \dots, x_p)$  – сукупність результатів вимірювання значення  $p$  величин, що контролюються, та утворюють вектор  $\bar{x} = (x_1, \dots, x_p)$ , і що залежать від того яке зі станів має місце бути. Нехай  $f(\bar{x}|S_k)$  – умовне розподілення вектору  $\bar{x}$ , що відповідає стану  $S_k$ . Також наявні: набір рішень  $\gamma_1, \dots, \gamma_m$ , правило вибору рішень  $\gamma(\bar{x})$ , що приписує кожному можливому результату  $\bar{x}$  одне з рішень, матриця втрат  $\prod_{jk}$ , що враховують наслідки вибору рішення  $\gamma_j$  при дійсному стані  $S_k$ . Задано також критерій якості  $R_0$  правила вибору рішення [9]. У рамках теорії перевірки статистичних гіпотез [9, 10, 11] набір рішень представляє собою ряд логічних тверджень про вигляді стану  $S$ , тобто про те, яка з гіпотез,  $h_1 : S \in S_1, \dots, h_m : S \in S_m$ , істинна.

Одна з гіпотез множини  $\{\gamma_1, \dots, \gamma_m\}$  може бути нульовою, а інші тоді, утворюють складну альтернативну гіпотезу. Дискримінація одного зі станів  $\{S_1, \dots, S_m\}$  зводиться, таким чином, до параметричного тестування вектору вимірних значень  $\bar{x}$  за допомогою критеріальної статистики

$$R_0 = F \left[ \left\{ f(\bar{x}|S_k) \right\}, \prod_{jk} \{P_1, \dots, P_m\} | \bar{x} \right] \quad (3)$$

при заданому  $\gamma(\bar{x})$ .

Це значить, що простір всіх можливих вибірок значень випадкового вектору контрольованих параметрів величини  $\bar{x}$  повинно бути розділено на  $m$  непересічних областей, з котрих одна – це область прийняття рішень, а інші – це критична область  $\bar{\omega}$ .

При такому тестуванні можливі помилки першого та другого роду, ймовірності яких:

$$\begin{aligned} \alpha &= P \left[ \gamma_j | \bar{x} \in \omega; S \in S_k \right], k \neq j; \\ \beta &= P \left[ \gamma_k | \bar{x} \in \omega; S \notin S_k \right]. \end{aligned} \quad (4)$$

Слід зазначити, що правило вибору рішення  $\gamma(\bar{x})$  задається до початку тестування.

Теоретичною основою розглянутої загальної моделі прийняття рішень є байєсівська теорія рішень [12], що складає основу дискримінаційного аналізу [13, 14]. У рамках такого аналізу добре розроблені моделі параметричної дискримінації для об'єктів контролю з двома ( $m = 2$ ) станами  $S_1, S_2$ . Критеріальною статистикою тут є відношення правдоподібності [9]:

$$l(\bar{x}) = w(\bar{x}|S_2) / w(\bar{x}|S_1), m = 2, \quad (5)$$

що реалізується, часто, у формі дискримінантної (розділяючої) функції [9, 12, 14]:

$$g(\bar{x}) = \ln [l(\bar{x})]. \quad (6)$$

Рішення  $\gamma_1$  або  $\gamma_2$  обирають виходячи з правил вибору:

$$\gamma(\bar{x}) = \begin{cases} \gamma_1, & \text{якщо } l(\bar{x}) \geq 1 \text{ (або } g(\bar{x}) \geq 0); \\ \gamma_2, & \text{якщо } l(\bar{x}) < 1 \text{ (або } g(\bar{x}) < 0). \end{cases} \quad (7)$$

Функції типу (5) та (6) широко застосовують для синтезу алгоритмів оптимального контролю та діагностики [15]. Ці функції достатньо добре досліджені в умовах апіорної невизначеності, що обумовлені обмеженням на об'єм навчальних вибірок, однак, практично не досліджено вплив обмеженості навчальних вибірок на помилки дискримінації для випадків, коли число можливих станів більше двох ( $m > 2$ ).

Спроби рішення такої задачі здійснені лише при обмежені на ймовірність помилки першого роду  $\alpha$  і представляють собою моделі тестування на значущість [16], з апіорі невідомою ймовірністю помилки другого роду  $\beta$ . Практично, всі існуючі моделі дискримінації розроблені для випадків, коли багатомірна щільність  $f(\bar{x}|S_k), k = \overline{1, m}$  є невідродженим  $p$ -мірним нормальним розподіленням з однаковими або різними по класам  $S_1, \dots, S_m$  коваріаційними матрицями [17].

Оскільки будь-яка з розділяючих функцій, (5) та (6), використовує функції правдоподібності і оскільки для параметричної дискримінації оцінюється рівень (кількісне значення) контрольованої величини  $Y$ , має сенс використовувати для такого оцінювання метод максимального правдоподібності, широко застосованого для знаходження точених оцінок [18] і застосовувані у рамках байєсівської теорії прийняття рішень.

Правило вибору рішень, в цьому випадку, базується на критерії максимальної правдоподібності:

$$\gamma(\bar{x}) = \gamma_j, \text{ якщо } w(\bar{x}|S_j) = \sup \{ w(\bar{x}|S_i), i = \overline{1, m} \}. \quad (8)$$

Критерієм якості при такому підході до отримання оцінок є мінімум середнього ризику [9], що відповідає мінімуму ймовірності помилки прийняття рішення  $P_{ош}$  або, що теж саме, – максимуму достовірності

$$P_{Д} = 1 - P_{ош}. \quad (9)$$

При цьому, складові вектору  $\bar{x}$  – це результати вимірювання значень вхідних величин  $x_1, \dots, x_p$ .

Мінімізація середнього ризику  $P_{ош}$  при двохсторонній (альтернативній) класифікації станів  $S_j, j = \overline{1, p}$ , потребує апіорного вибору однієї з 7 моделей параметричної дискримінації (табл. 1).

Таблиця 1 – Види нормативних параметричних вирішувальних функцій

№	Назва вирішувальної функції	Математична модель вирішувальної функції $g(\bar{x})$	Відомі числові характеристики
1	Лінійний дискримінант Фішера	$[\bar{x} - 0.5(\mu_{(0)} + \mu_{(1)})](\mu_{(0)} - \mu_{(1)})$	$\Sigma_{(j)} = 0; j = \overline{0, 1}; D_{(j)} = 1; j = \overline{0, 1}$
2	Лінійна з незалежними інформативними ознаками	$[\bar{x} - 0.5(\mu_{(0)} + \mu_{(1)})] \times D^{-1}(\mu_{(0)} - \mu_{(1)})$	$\Sigma_{(j)} = 0; j = \overline{0, 1}; D_{(0)} = D_{(1)}$
3	Лінійна з залежними інформативними ознаками	$[\bar{x} - 0.5(\mu_{(0)} + \mu_{(1)})] \times \Sigma^{-1}(\mu_{(0)} - \mu_{(1)})$	$\Sigma_{(0)} = \Sigma_{(1)}$
4	Лінійна з незалежними блоками дисперсійних матриць	$\sum_{i=1}^k [\bar{x} - 0.5(\mu_{(0)} - \mu_{(1)})] D_i^{-1}(\mu_{(0)} - \mu_{(1)})$	$\Sigma_{(j)} = 0; j = \overline{0, 1}; D_1 \neq \dots \neq D_k$
5	Кусочно-лінійна	$\max_{i=1, M} \left\{ \bar{x}' \mu_{i(0)} - 0.5 \mu_{i(0)}' \mu_{i(0)} \right\} - \max_{i=1, M} \left\{ \bar{x}' \mu_{i(1)} - 0.5 \mu_{i(1)}' \mu_{i(1)} \right\}$	$D_{(j)} = 1; j = \overline{0, 1}; \Sigma_{(j)} = 0; j = \overline{0, 1};$ $\mu_{(0)} = (\mu_{1(0)}, \dots, \mu_{M(0)});$ $\mu_{(1)} = (\mu_{1(1)}, \dots, \mu_{M(1)})$
6	Квадратична з незалежними інформативними ознаками	$(\bar{x} - \mu_{(1)})' D_{(1)} (\bar{x} - \mu_{(1)}) - (\bar{x} - \mu_{(0)})' \times D_{(0)} (\bar{x} - \mu_{(0)}) + \ln( D_{(1)} ) - n( D_{(0)} )$	$\Sigma_{(0)} = \Sigma_{(1)};$ $D_{(0)} \neq D_{(1)}$
7	Квадратична з залежними інформативними ознаками	$(\bar{x} - \mu_{(1)})' \Sigma_{(1)} (\bar{x} - \mu_{(1)}) - (\bar{x} - \mu_{(0)})' \times \Sigma_{(0)} (\bar{x} - \mu_{(0)}) + \ln( D_{(1)} ) - n( D_{(0)} )$	$\Sigma_{(0)} \neq \Sigma_{(1)}$

Як видно з табл. 1, усі моделі вирішувальних функцій є параметричні, а тип моделі обумовлено властивостями числових характеристик 2 порядку (дисперсійних  $D_{(j)}$  та коваріаційних  $\Sigma_{(j)}$  матриць).

### Застосування сформульованих положень при контролі технічного стану промислового об'єкту

Оскільки інформативними параметрами є показники автокогерентності то для вибору моделі дискримінації були розраховані показники автокогерентності вібраційних сигналів екструдера, як типового промислового об'єкту, а потім одержані оцінки дисперсійних та коваріаційних матриць для цих сигналів.

За допомогою нормативних тестів (критерій Бартлетта) було перевірено гіпотезу щодо однаковості, незалежно від номеру стану  $S_1, S_2, S_3$ , дисперсійних матриць для кожного з показників автокогерентності [7, 8].

В табл. 2 наведені значення показників автокогерентності для вібросигналів для  $m = 3$  станів і  $p = 5$  параметрів автокогерентності ( $N_a = 5 \cdot 10^4, N_b = 5$ ). В табл. 3 наведені оцінки середніх і дисперсій показників автокогерентності. Оцінки дисперсій для показників  $X_1, \dots, X_5$  з табл. 3 були протестовані на справедливості нульової гіпотези  $H_0$ : «дисперсія за діагностованим станом – однакові», для рівня значимості  $\alpha = 0.05$ .

Таблиця 2 – Значення показників автокогерентності для вібросигналів

Стан	Показник автокогерентності				
	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$
$S_1$	-1.201E-06	0.18787	0.01411	0.17376	0.18787
	2.69921E-05	0.13338	0.00305	0.13036	0.13341
	-1.62344E-05	0.16719	0.00261	0.16457	0.16718
	1.47554E-05	0.23577	0.02429	0.21149	0.23578
	7.21647E-06	0.21178	0.01592	0.19587	0.21179
$S_2$	-1.67254E-05	0.20255	0.0084	0.19414	0.20254
	-1.6343E-05	0.14001	0.00027	0.13972	0.13999
	3.18601E-05	0.21091	0.01287	0.19807	0.21094
	-2.7555E-05	0.1956	0.00327	0.1923	0.19557
	-2.62362E-07	0.19482	0.01825	0.17658	0.19482
$S_3$	1.31124E-05	0.30719	0.01208	0.29512	0.30721
	-8.36627E-07	0.2658	0.01585	0.24995	0.2658
	-6.62393E-07	0.30629	0.01645	0.28984	0.30629
	-4.83666E-06	0.24584	0.01558	0.23026	0.24584
	-4.70327E-06	0.26585	0.01488	0.25097	0.26585

Таблиця 3 – Оцінки середніх і дисперсій показників автокогерентності для вібросигналів

Стан	Числові характеристики	Показник автокогерентності				
		$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$
$S_1$	Середнє	6,30571E-06	0,187198	0,011996	0,17521	0,187206
	Дисперсія	2,6614E-10	0,001565	8,48E-05	0,000967	0,001565
$S_2$	Середнє	-5,8051E-06	0,188778	0,008612	0,180162	0,188772
	Дисперсія	5,38187E-10	0,000785	5,23E-05	0,000578	0,000786
$S_3$	Середнє	4,1469E-07	0,278194	0,014968	0,263228	0,278198
	Дисперсія	5,4432E-11	0,000746	2,92E-06	0,000785	0,000746

Для табл. 3 використовувався модифікований критерій Бартлета ( $n_1 = \dots = n_k = N_{\sigma} = 5$ ):

$$T^* = \frac{M}{\left( \left( \frac{k+1}{(c-1)^2} \right)^2 / \left( \frac{k+1}{(c-1)^2} (2-c) + c \right) - M \right)}, \quad (10)$$

де  $k$  – кількість вибірок,  $k = 3$ ;  $M$  – коефіцієнт, що дорівнює:

$$M = (N - k) \ln(s_p^2) - \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \ln(s_i^2), \quad (11)$$

$c$  – коефіцієнт, що дорівнює

$$c = 1 + \frac{1}{3(k-1)} \left( \sum_{i=1}^k \left( \frac{1}{n_i - 1} \right) - \frac{1}{N - k} \right), \quad (12)$$

$N$  – коефіцієнт, що дорівнює

$$N = \sum_{i=1}^k n_i, \quad (13)$$

$s_p^2$  – сумарна оцінка дисперсії, що дорівнює

$$s_p^2 = \frac{1}{N - k} \sum_{i=1}^k (n_i - 1) s_i^2, \quad (14)$$

$s_i^2$  – оцінка дисперсії  $i$ -ої вибірки,  $n_i$  – об'єм  $i$ -ої вибірки.

Результати перевірки за критерієм Бартлета наведені в табл. 4. Для всіх  $X_i, i = \overline{1, 5}$  була доведена справедливості нульової гіпотези, що дозволило

обрати для подальших досліджень лінійну дискримінаційну функцію №3 з табл. 1.

Таблиця 4 – Результати використання критерію Бартлета для вібросигналів

	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$
$N$	15				
$n_i$	5				
$k$	3				
$M$	4,405789555	0,727205	8,236472	0,262868	0,725534
$c$	1,111111111				
$T^*$	1,989827	0,3251	3,76007	0,117366	0,324352
Критичне значення	4,671457				

З табл. 4 видно, що для усіх показників автокогерентності критеріально  $T$ -статистика не перевищує критичне значення 4,671457, що вказує на справедливості нульової гіпотези  $H_0$ : «дисперсія за діагностованим станом – однакові».

### Висновки

Сформульована в загальному вигляді задача функціональної діагностики для моделей параметричної дискримінації з використанням інформативних параметрів – показників автокогерентності. Проведене дослідження вібросигналів типового промислового об'єкту – екструдера, показує, що для контролю технічного стану вібраційних об'єктів можливо використовувати лінійну вирішувальну (дискримінаційну) функцію типу 2 або 3 табл. 1. Кінцевий вибір функції буде залежити від результатів оцінювання коваріаційної матриці.

### СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Щапов П.Ф. Теоретичні та практичні засади систем контролю та діагностування складних промислових об'єктів : Монографія / П.Ф. Щапов, Р.П. Мигущенко, О.Ю. Кропачек – Х: НТУ «ХП», 2015. – 260 с.
2. Щапов П.Ф. Методи підвищення вірогідності контролю та діагностики стохастичних параметрів об'єктів різної фізичної природи: дис. докт. техн. наук: 05.11.13 / Щапов Павло Федорович. – Харків, 2009. – 368 с.
3. Раудис Ш. Ограниченность выборки в задачах классификации / Ш. Раудис // Статистические проблемы управления. – Вильнюс. – 1976. – Вып. 18. – С. 1–185.
4. Мигущенко Р. П. Исследование влияния ограниченности априорной информации на вид и размер достоверности диагностики / Р. П. Мигущенко // Вестник БГТУ им. В. Г. Шухова. – Белгород : БГТУ, 2014. – № 6. – С. 201–204.
1. 3. Уткин Л. В. Модель классификации на основе неполной информации о признаках в виде их средних значений / Л. В. Уткин, Ю. А. Жук, И. А. Селиховкин // Искусственный интеллект и принятие решений. – 2012. – № 3. – С. 71–81.
5. Щапов П. Ф. Синтез информационной модели процедуры альтернативной функциональной диагностики / П. Ф. Щапов, Р. П. Мигущенко // Приборы и методы измерений. – Минск. – 2014. – Вып. 2. – С. 94–100.
6. Щапов П. Ф. Повышение достоверности контроля и диагностики объектов в условиях неопределённости : монография / П. Ф. Щапов, О. Г. Аврунин. – Х. : ХНАДУ, 2011. – 191 с.
7. Щапов П.Ф. Теоретичні та практичні засади систем контролю та діагностування складних промислових об'єктів : Монографія / П.Ф. Щапов, Р.П. Мигущенко, О.Ю. Кропачек – Х: НТУ «ХП», 2015. – 260 с.
8. Коржов І.М. Аналіз моделей функції когерентності спектральної нестационарності випадкових сигналів / І.М. Коржов // Вісник Національного технічного університету «ХП». Серія: Гідравлічні машини та гідроагрегати = Bulletin

- of the National Technical University «KhPI». Series: Hydraulic machines and hydraulic units: зб. наук. пр. / Нац. техн. ун-т «Харків. політехн. ін-т». – Х.: НТУ «ХПІ», 2018. – № 46 (1322) 2018. – С. 30-34
9. Щапов П.Ф. Дослідження кореляційних моделей спектральної нестационарності випадкових сигналів / П.Ф. Щапов, Р.П. Мигущенко, О.Ю. Кропачек, І.М. Коржов // Метрологія та прилади. – 2018. - №5 (73). – С. 11-14
  10. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники: в 3-х кн. Кн. вторая. / Б.Р. Левин – М.: Сов. радио, 1975. – 392 с.
  11. Айвазян С.А. Прикладная статистика: основы моделирования и первичная обработка данных / С.А. Айвазян, И.С. Енюков, Л.Д. Мешалкин. – М.: Финансы и статистика, 1983. – 471 с.
  12. Крамер Г. Математические методы статистики / Г. Крамер; пер. с англ. А.С. Мониной – М.: Мир, 1975. – 648 с.
  13. Дуда Р. Распознавание образов и анализ сцен / Р. Дуда, П.Харт; пер. с англ. под ред. В.Л. Стефанюк. – М.: Мир, 1976. – 512 с.
  14. Зыбов В.Н. Моделирование функции преобразования первичного преобразователя в задачах многофакторных измерений [Текст] / В.Н. Зыбов // Измерительная техника. – 2006. - № 4. – С. 26-31.
  15. Кенделл М. Многомерный статистический анализ и временные ряды / М. Кенделл, А. Стьюарт; пер. с англ. Э.Л. Прессман – М.: Наука, 1976. – 736 с.
  16. Надежность и эффективность в технике: справочник в 10 т. / [под ред. В.И. Кузнецова и Е.Ю. Барзиловича]. – М.: машиностроение, Т.8: Эксплуатация и ремонт. – 1990. – 320с.: ил.
  17. Большевцев А.Д. Оценка качества контроля многопараметрических объектов [Текст] / А.Д. Большевцев, В.А. Добрыден и др. // Метрологічне забезпечення в галузі електричних, магнітних та радіовимірювань: III міжнарод. науч.-тех. конф., 10-12 октября 2000г. Том. 2 – Х.: ХНДІМ. – 2000. – С. 128-130.
  18. Справочник по теории вероятностей и математической статистике / [под ред. В.С. Королюка]. – К.: Наукова думка, 1978. – 584 с.
  19. Кисиль І.С. Метрологія, точність і надійність засобів вимірювань: [навч. посібник] / І.С. Кисиль – Івано-Франківськ: Видавництво „Факел”, 2000. – 400 с.

**Рецензент:** д-р техн. наук, проф. О. О. Можасв,  
Харківський національний університет внутрішніх справ, Харків  
Received (Надійшла) 18.10.2018  
Accepted for publication (Прийнята до друку) 28.11.2018

### Общая формулировка задачи функциональной диагностики для моделей параметрической дискриминации

I. M. Korzhov

Проблема повышения эффективности информационных систем контроля технического состояния промышленных объектов с динамическими свойствами неотъемлемо связано с увеличением объемов измерительной информации, характеризующей типичные эталонные варианты динамических нарушений. Цель статьи: навести общая формулировка задачи функциональной диагностики для моделей параметрической дискриминации. Результаты. Рассмотрена общая задача функциональной диагностики для моделей параметрической дискриминации по информативными параметрами - показателями автокогерентности. Сформулирована в общем виде задача выбора дискриминантной функции для целей контроля и диагностирования промышленных объектов с точки зрения статистических рисков контроля и диагностики. Проверенные сформулированы положения при контроле технического состояния типичного вибрационного промышленного объекта - экструдера. Полученные результаты могут быть использованы для дальнейшего исследования влияния объема обучающей выборки на средний риск контроля и диагностики с синтезом математической модели среднего риска и анализом эффектов минимизации среднего риска, а также оптимизации пространства информативных признаков по критерию максимума достоверности контроля и диагностики. Вывод. Проведенное исследование вибросигналов типичного промышленного объекта - экструдера, показало, что для контроля состояния вибрационных объектов можно использовать линейную решаемые (дискриминантный) функцию типа 2 или 3. Конечный выбор функции будет зависеть от результатов оценки ковариационной матрицы.

**Ключевые слова:** диагностика, контроль, автокогерентность, достоверность, вероятность, дискриминантные функции, статистический риск.

### General formulation of functional diagnostic problems for models of parametric discrimination

I. Korzhov

The problem of improving the efficiency of information systems for monitoring the technical condition of industrial objects with dynamic properties is inextricably linked with an increase in volumes of measurement information that characterizes standard reference variants of dynamic disturbances. The purpose of the article: to give a general formulation of the problem of functional diagnostics for models of parametric discrimination. Results The general task of functional diagnostics for parametric discrimination models according to informative parameters - indicators of auto-coherence is considered. The problem of selecting a discriminant function for the purpose of controlling and diagnosing industrial objects in terms of statistical control risks and diagnostics is formulated in the general form. Verified formulated positions in the control of the technical state of a typical vibration industrial object - extruder. The obtained results can be applied for further study of the influence of the volume of the study sample on the average risk of control and diagnosis with the synthesis of the mathematical model of the average risk and the analysis of the effects of minimizing the average risk, as well as optimization of the space of informative features on the criterion of maximum reliability of control and diagnosis. Conclusion. A vibration analysis of a typical industrial object - an extruder - was carried out, indicating that it is possible to use a linear solving (discriminant) function of type 2 or 3 to control the technical state of vibrational objects. The final choice of a function will depend on the results of the evaluation of the covariance matrix.

**Keywords:** diagnosis, control, autocorrelation, reliability, probability, discriminatory functions, statistical risk.