DOI 10.31891/2307-5732-2018-267-6(2)-151-159
УДК 004.021.93

Н.Г. ШИРМОВСЬКА, І.Р. МИХАЙЛЮК, Г.І. ЛЕВИЦЬКА, Т.О. ВАВРИК
Івано-Франківський національний технічний університет нафти і газу

СИСТЕМАТИЗАЦІЯ ХАРАКТЕРИСТИК ТЕХНОЛОГІЧНИХ ОБ'ЄКТІВ УПРАВЛІННЯ НИЗОВИХ РІВНІВ РОЗПОДІЛЕНИХ КОМП'ЮТЕРНИХ СИСТЕМ НА ЗАСАДАХ ТЕОРЕТИЧНИХ ОСНОВ ВИПАДКОВИХ ПРОЦЕСІВ

У статті викладена систематизація характеристик, яка ґрунтується на теоретичних засадах випадкових процесів, що дозволило визначати перспективність використання математичного апарату ланцюгів Маркова, кореляційно-спектральних характеристик та кластерних моделей для розробки методів діагностування квазістаціонарних об'єктів. Згідно з проведеним аналізом запропоновано алгоритм діагностування станів технологічних об'єктів на основі динамічної логіко-статистичної інформаційної моделі, який може бути ефективно використаний для прогнозування, передбачення та виявлення передаварійних та аварійних станів технологічних об'єктів управління.

Ключові слова: кореляційна характеристика, спектральна характеристика, кластерна модель, логіко-статистична інформаційна модель.

N.G. SHYRMOVSKA, I.R. MUHAJLUK, G.I. LEVYTSKA, T.A. VAVRYK
Ivano-Frankivsk National Technical University of Oil and Gas

SYSTEMATIZATION OF TECHNOLOGICAL OBJECTS CHARACTERISTICS OF MANAGEMENT OF LOW LEVELS OF DISTRIBUTED COMPUTER SYSTEMS BASED ON THEORETICAL BACKGROUND OF RANDOM PROCESSES

This article describes the systematization of characteristics, which is based on the theoretical principles of random processes, which allowed to determine the prospect of using the mathematical apparatus of the Markov chains, correlation-spectral characteristics and cluster models for the development of methods for diagnosing quasi-stationary objects. The systematization of the characteristics of technological objects of the management of the lower levels of distributed computer systems on the basis of the theoretical foundations of random processes is carried out. The analysis of classification of random processes is carried out and examples of their realization are given. Important characteristics of random processes describing state changes are formalization of processes of transitions from one state to another based on Markov chains. The theory of Markov processes is the theoretical basis of cluster models of quasi-stationary objects. On the basis of a modified cluster model, a dynamic logical-statistical information model is developed which is oriented on the control of the norm of quasi-stationary processes. It was established that the most effective principles of diagnosing is the construction of statistical, correlational, spectral models, neural networks, logically-statistical information and cluster models. According to the conducted analysis, an algorithm for diagnosing the states of technological objects was proposed based on a dynamic logically-statistical informative model that can be effectively used to forecast, predict and detect of pre-emergency and emergency states of technological management objects.

Key words: correlational characteristic, spectral characteristic, cluster model, logically-statistical information mode.

Вступ

Створення проблемно-орієнтовних та спеціалізованих розподілених комп'ютерних систем для різних об'єктів і галузей промисловості є важливою задачею. Актуальною проблемою для систем даного класу є оперативне діагностування технологічних об'єктів, які характеризуються різними видами нестаціонарності, багатопараметричністю, екологічною небезпечністю, вибухонебезпечністю та ін. Особливо важливою задачею є прогнозування, передбачення та діагностування передварійних та аварійних станів об'єктів управління.

Основними перевагами методів діагностування на основі логіко-статистичних інформаційних моделей є висока оперативність контролю станів об'єкту, значне зниження об'ємів потоків даних на низових рівнях розподілених комп'ютерних систем, відсутність ефекту старіння інформації, охоплення широкого спектру важливих характеристик та параметрів об'єктів управління, в тому числі статистичних, кореляційних, спектральних та інших моделей, які інтегровано описують процеси та характеристики ймовірностей зміни станів об'єктів в реальному часі.

1. Систематизація характеристик технологічних об'єктів управління низових рівнів розподілених комп'ютерних систем на засадах теоретичних основ випадкових процесів

Класифікація випадкових процесів (ВП) наведена на рис. 1 [1, 2].

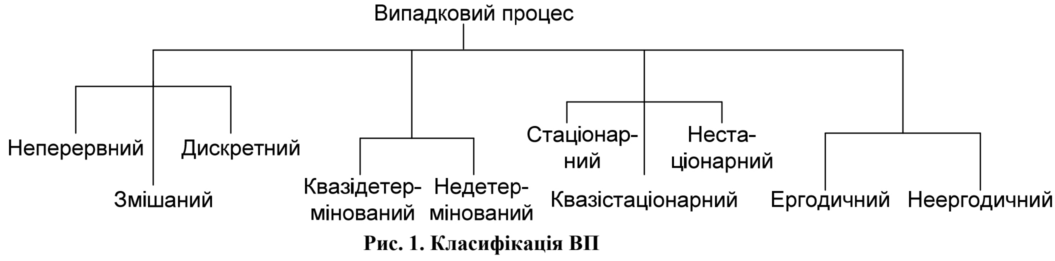
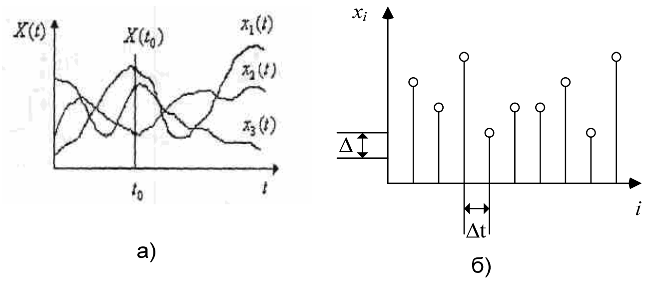


Рис. 1. Класифікація ВП

В комп'ютерній системі на низових рівнях розподілених комп'ютерних систем (РКС) вхідні дані представляються в цифровій формі, що досягається шляхом аналого-цифрового перетворення неперервних ВП, які формуються вихідними сигналами сенсорів і перетворюються у цифрові дані, які представляються у вигляді решітчастих функцій (рис. 2).

На рис. 2 наведені приклади реалізації неперервних та дискретних ВП $X(t)$.



Δ – крок квантування; Δt – крок дискретизації.
Рис. 2. Реалізації неперервних (а) та дискретних (б) ВП

Крім продукційних моделей подання знань, що відображають цифрові стани об'єктів управління (ОУ) в часі, важливими характеристиками ВП, які описують зміни станів, є формалізація процесів переходів з одного стану в інший на основі ланцюгів Маркова [1, 3].

Випадкові переходи (рис. 3) в системі S з дискретними станами $s_1, s_2, ..., s_i, ..., s_n$ із стану в стан можуть відбуватися тільки в визначені моменти часу $t_0, t_1, t_2, ...$. Сам процес являє собою випадкове блукання системи S за станами, що називається ланцюгом Маркова (рис. 4) [1–4]. Теорія Марківських процесів є теоретичними основами кластерних моделей квазістаціонарних об'єктів. Стан s_i називається джерелом, якщо система S може вийти із цього стану, але перейти в нього знову не може. Стан s_i називається кінцевим, якщо система S може перейти в цей стан, але вийти з нього уже не може.

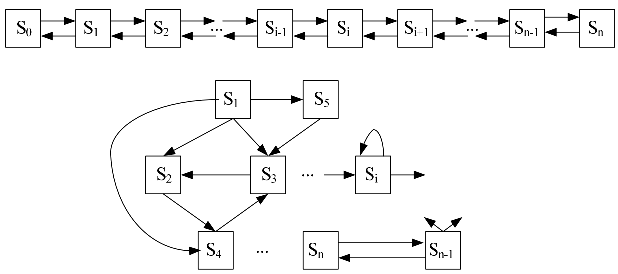


Рис. 3. Приклади графів станів

Стрілки (рис. 3), які відображають переходи зліва направо, відповідають збільшенню числа несправних вузлів (із справного стану в несправний); стрілки, які відображають переходи справа наліво – система під впливом ремонту (відновлення) вузлів.

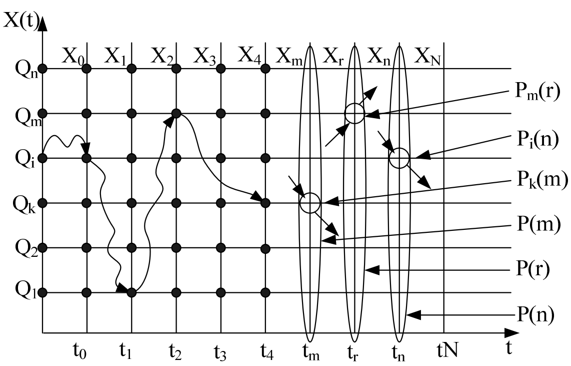


Рис. 4. Умовне зображення ланцюга Маркова

Перехідні ймовірності (рис. 4) зі стану в стан можна записати у вигляді матриці $p_{ij}(k)$ [4, 5], яка складає базисну основу для побудови інтегрованих моделей діагностування станів багато параметричних об'єктів на основі глобальних логіко-статистичних та кластерних інформаційних моделей [2].

$$\left\| p_{ij}(k) \right\| = \begin{vmatrix} p_{11}(k) & p_{12}(k) & \ldots & p_{1j}(k) & \ldots & p_{1n}(k) \\ p_{21}(k) & p_{22}(k) & \ldots & p_{2j}(k) & \ldots & p_{2n}(k) \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ p_{i1}(k) & p_{i2}(k) & \ldots & p_{ij}(k) & \ldots & p_{in}(k) \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ p_{n1}(k) & p_{n2}(k) & \ldots & p_{nj}(k) & \ldots & p_{nn}(k) \end{vmatrix} . \quad (1)$$

Системні характеристики дискретних ВП у вигляді сукупності інформаційних моделей ОУ описуються наступним функціоналом [5, 6]:

$$TS(t) = F(x(t), t, D_x, \sigma_x, M_x, M_j, M_v, R_{xx}, P_{ij}, ЛСІМ, S(\omega), I_x) , \quad (2)$$

де t – час;

D – дисперсія;

σ – середньоквадратичне відхилення;

M_x – вибіркове математичне сподівання;

M_j – ковзне математичне сподівання;

M_v – вагове математичне сподівання;

R_{xx} – автокореляційна модель;

$S(\omega)$ – спектральна характеристика;

I_x – ентропія;

$ЛСІМ$ – логіко-статистична інформаційна модель.

Стаціонарні ВП, які описуються функціоналом (3), характеристики в часі не змінює (рис. 5):

$$TS_j(t) = F_j(x(t)D_x, \sigma_x, M_x, M_j, M_v, R_{xx}, P_{ij}, ЛСІМ, S(\omega), I_x) = const . \quad (3)$$

Квазістаціонарний ВП (рис. 5) стрибкоподібно в певні моменти часу змінює свої характеристики, якщо хоча б один з параметрів функціонала (4) змінюється стрибкоподібно:

$$\begin{aligned} &TS_j(t) = F_j(x(t_1), D_{x1}, \sigma_{x1}, M_{x1}, R_{xx1}, P_{ij}, ЛСІМ, S_1(\omega), I_{x1}; \\ &x(t_2), D_{x2}, \sigma_{x2}, M_{x2}, R_{xx2}, P_{ij}, ЛСІМ, S_2(\omega), \\ &I_{x2}; x(t_3), D_{x3}, \sigma_{x3}, M_{x3}, R_{xx3}, P_{ij}, ЛСІМ, S_3(\omega), I_{x3}) = \mathrm{var}(S_i) \end{aligned} \quad (4)$$

Нестаціонарні ВП описуються функціоналом (5), в якому будь-який параметр може змінюватися плавно в часі (рис. 5):

$$TS_j(t) = F_j(D_x, \sigma_x, M_x, M_j, M_v, R_{xx}, P_{ij}, ЛСІМ, S(\omega), I_x) = \mathrm{var}(t) . \quad (5)$$

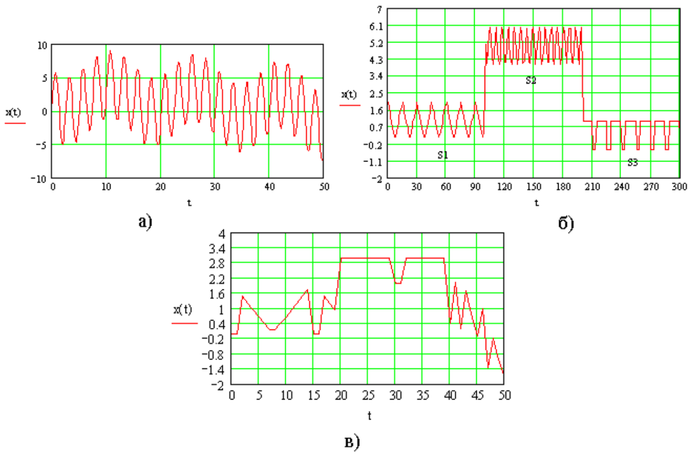


Рис. 5. Приклади реалізацій стаціонарного (а), квазістаціонарного (б), нестаціонарного (в) ВП

Математичним очікуванням випадкової функції $X(t)$ називається невипадкова функція $m_x(t)$, яка при кожному значенні аргументу t рівна математичному очікуванню відповідного перетину випадкової функції [4, 5].

$$m_x(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i , \quad (6)$$

де $i = 0 \ldots n$, X_i – продискретизовані значення функції $X(t)$.

Математичне очікування є інтегральною характеристикою станів ОУ і відображає найбільш ймовірні стани ОУ на інтервалі вибірки.

Дисперсія розраховується на основі вибіркового математичного сподівання квадратів центрованих значень випадкової величини X [1, 2].

$$D_x = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i - m_x)^2 , \qquad (7)$$

де $X_i = X_i - m_x$ – центровані значення.

Дисперсія відображає середньостатистичну динаміку станів ОУ на інтервалі вибірки у квадратичному просторі, тобто являється достатньо чутливою оцінкою, яка широко використовується у методі найменших квадратів та розпізнавання образів. Недоліком такої оцінки є її представлення у квадратичному просторі.

Середньоквадратичне відхилення випадкової величини характеризує середньостатистичну динаміку ОУ в лінійному просторі (рис. 6) [1, 5]:

$$\sigma_x = \sqrt{D_x} \qquad (8)$$

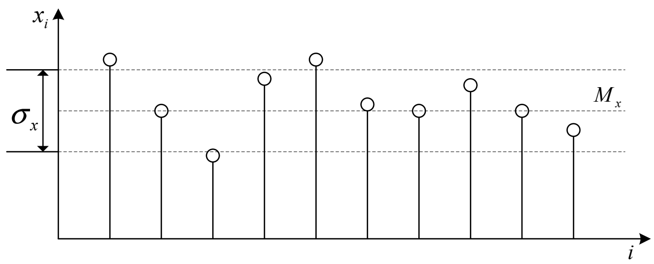


Рис. 6. Середньоквадратичне відхилення

Кореляційна функція

$$R_x = M[X_i * X_{i-j})] , \qquad (9)$$

де M – математичне сподівання;

X_i, X_{i-j} – відповідно текуче та затримане на j дискретних часових інтервалів ВП;

- – операція типу.

$$X_i \cdot X_{i-j}, \dot{X}_i \cdot \dot{X}_{i-j}, (X_i - X_{i-j})^2, \left|X_i - X_{i-j}\right|, \breve{Z}_{i,j},$$
$$sign\dot{X}_i \cdot sign\dot{X}_{i-j}, \dot{X}_i \cdot sign\dot{X}_{i-j} ,$$

де

$$\breve{Z}_{i,j} = \begin{cases} X_i, X_i < X_{i-j} \\ X_{i-j}, X_i \geq X_{i-j} \end{cases} .$$

Нормована кореляційна функція

$$\rho_x = \frac{R_x}{D_x} . \qquad (10)$$

Ентропія системи наведена в таблиці 1.

Всі кореляційні моменти і дисперсії зручно розташувати у вигляді прямокутної таблиці (так званої матриці):

$$\begin{Vmatrix} K_{11} & K_{12} & \dots & K_{1n} \\ K_{21} & K_{22} & \dots & K_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ K_{n1} & K_{n2} & \dots & K_{nn} \end{Vmatrix} . \qquad (11)$$

Очевидно, що не всі члени кореляційної матриці різні. З визначення кореляційного моменту ясно, що $K_{ij} = K_{ji}$, тобто елементи кореляційної матриці, розташовані симетрично по відношенню до головної діагоналі, рівні. У зв'язку з цим часто заповнюється не вся кореляційна матриця, а лише її половина, вважаючи від головної діагоналі:

$$\begin{Vmatrix} K_{11} & K_{12} & \dots & K_{1n} \\ & K_{22} & \dots & K_{2n} \\ & & \dots & \dots \\ & & & K_{nn} \end{Vmatrix} . \qquad (12)$$

На головній діагоналі кореляційної матриці стоять дисперсії випадкових величин $(X_1, X_2, ..., X_n)$.

Таблиця 1

Класифікація аналітичних виразів оцінок мір ентропії

Функція	Міра ентропії
$H = \log S^n = n \cdot \log S$, де H – ентропія; S – число незалежних рівноймовірних станів джерел інформації (ДІ); n – довжина вибірки.	Р. Хартлі
$H_\varepsilon \le T/\Delta t + \log(C/\varepsilon)$,де Δt – крок дискретизації, що забезпечує точність квантування ε; C – діапазон квантування; T – інтервал часу спостереження ДІ.	Н. Колмогорова
$H = -k\sum_{i=1}^{n} p_i \cdot \log p_i$, де k – додатній коефіцієнт, що враховує основу логарифма; p_i – ймовірність S_j -го стану дискретного ДІ.	К. Шеннона
$H(u,p) = -k\sum_{i=1}^{n}[u_i p_i \cdot \log p_i]$, де u_i – коефіцієнт корисності; k – стала величина; $p = p_i$ – імовірність S_j -го стану.	Дж. Лонго
$H(P,W) = -\sum_{i=1}^{n}\left[P_i W_i / \sum_{j=1}^{n} P_j W_j\right] \cdot \log\left[P_i W_i / \sum_{j=1}^{n} P_j W_j\right] \cdot$, де $P_i W_j$ – оціночні коефіцієнти.	Г. Шульца
$H = \lim[(\log N)/n] = -\sum p(j) \cdot \log p(j)$	Б. Олівера
$H(X) = -\sum_{l_1}^{L} \ldots \sum_{l_n}^{L} p(X)\log p(X)$, де $(l \le l_i \le L; i = 1,2,...,n)$.	Д. Мідлтона
$H = k \cdot n \log S_{ave}$, де S_{ave} – середнє значення станів ДІ; ВТ – інформаційна база повідомлень, що формується; N – значення шуму.	В. Таллера
$h_\Delta = \left\lvert f'_{ce\text{р}}(t)\right\rvert / \left\lvert f'_{\max}(t)\right\rvert$, де $f'_{ce\text{р}}(t)$, $f'_{\max}(t)$ – відповідно середнє і максимальне значення похідних зміни кількості станів джерела.	В. Боюна
$I_x = n \cdot \hat{\mathrm{E}}\left[\frac{1}{2}\log_2 \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}\left(D_x^2 - R_{xx}^2(j)\right)\right]$, де D_x – дисперсія значень x_i $R_{xx}(j)$ – автокореляційна функція; m – число точок функції $R_{xx}(j)$ на інтервалі кореляції.	Я. Николайчука

У випадку, коли випадкові величини $(X_1, X_2, ..., X_n)$ не корельовані, усі елементи кореляційної матриці, крім діагональних, рівні нулю:

$$\left\| K_{ij} \right\| = \begin{Vmatrix} D_1 & 0 & ... & 0 \\ & D_2 & ... & 0 \\ & & ... & ... \\ & & & D_n \end{Vmatrix}. \tag{13}$$

Для побудови кластерних моделей замість кореляційної матриці $\left\| K_{ij} \right\|$ використовують нормовану кореляційну матрицю $\left\| r_{ij} \right\|$, яка складається не з кореляційних моментів, а з коефіцієнтів кореляції:

$$r_{ij} = \frac{K_{ij}}{\sigma_i \sigma_j}, \tag{14}$$

де

$$\sigma_i = \sqrt{D_i}, \quad \sigma_j = \sqrt{D_j}. \tag{15}$$

Всі діагональні елементи цієї матриці, природно, рівні одиниці. Нормована кореляційна матриця має вигляд:

$$\left\| r_{ij} \right\| = \left\| \begin{matrix} 1 & r_{12} & \ldots & r_{1n} \\ & 1 & \ldots & r_{2n} \\ & & \ldots & \ldots \\ & & & 1 \end{matrix} \right\| . \tag{16}$$

Спектральна щільність у базисі Фур'є розраховується за формулою:

$$S_x(\omega) = \frac{2}{\pi} \int_0^\infty k_x(\tau)\cos(\omega\tau)d\tau . \tag{17}$$

Нормована спектральна щільність

$$S_x(\omega) = \frac{S_x(\omega)}{D_x} . \tag{18}$$

Викладені теоретичні засади побудови кореляційних матриць станів квазістаціонарних об'єктів характеризуються певними функціональними обмеженнями, оскільки для розрахунку цих матриць використовується, як правило, реалізація станів ОУ на основі телеметричних даних, які описуються одновимірними масивами даних $(X_1, X_2,..., X_n)$. Очевидно, що використання додаткових знань про кореляційні, спектральні, ентропійні характеристики технологічних параметрів, які описуються багатоканальними ОУ, можуть бути ефективно використаними для побудови кластерних моделей на основі інших показників або моделей джерел інформації (ДІ).

Наприклад, у випадку, коли поява високочастотних складових вібрацій підшипників та роторних елементів турбін є ознакою відхилень від норми перед аварійної або аварійної ситуації, доцільно для побудови матриці ймовірностей та кластерної моделі використовувати не текучі значення цифрових відліків X_i, які охоплюють всю спектральну область, а їх прирости Δx_i, які відображають тільки високочастотні складові, маючи спектральну характеристику, представлену на рисунку 7.

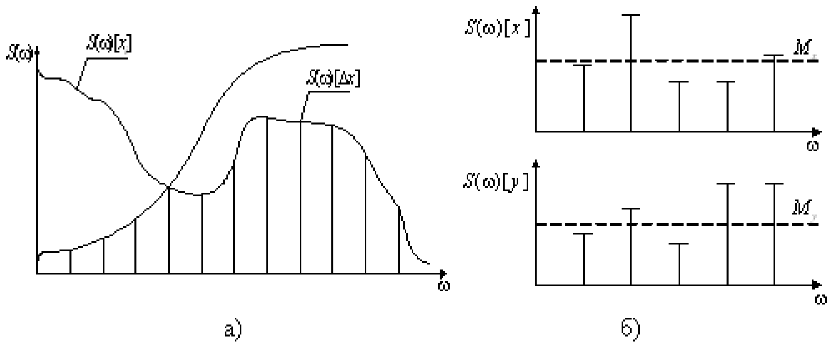


Рис. 7. Спектральна характеристика

Аналогічним способом можна побудувати кластерну модель на основі спектральних характеристик (рис. 7).

Викладена систематизація характеристик об'єктів низових рівнів розподілених комп'ютерних систем, яка ґрунтується на теоретичних засадах випадкових процесів, дозволяє визначати перспективність використання математичного апарату ланцюгів Маркова, кореляційно-спектральних характеристик та кластерних моделей для розробки методів діагностування квазістаціонарних об'єктів. Названі математичні основи відображають інтегровані характеристики квазістаціонарних об'єктів і можуть бути ефективно використані для прогнозування, передбачення та виявлення передаварійних та аварійних станів технологічних об'єктів управління.

2. Алгоритм функціонування динамічної логіко-статистичної інформаційної моделі

Особливістю квазістаціонарних об'єктів управління є багатогранність їх квазістаціонарних станів, які можуть класифікуватися як технологічні, інформаційні та евристичні. Ідентифікація технологічного стану буває неадекватною в зв'язку з тим, що різні технологічні процеси об'єкта управління можуть описуватися однаковими параметрами інформаційної моделі. Тобто, різним технологічним станам можуть відповідати одинакові інформаційні стани. Очевидно, що при цьому повинна змінюватися стратегія та інформаційна технологія виявлення передаварійних та аварійних ситуацій на об'єкті управління згідно з модифікацією відповідних класів кластерних моделей. Для цього потрібно розробити динамічну логіко-технологічну інформаційну модель, яка орієнтована на контроль норми квазістаціонарних процесів (рис. 8).

На рис. 8 прийняті наступні позначення: S_x, S_j – штатні стани об'єкта, $S_j^{\circ}(t)$ – передаварійний стан об'єкта, $S_j^*(t)$ – аварійний стан об'єкта.

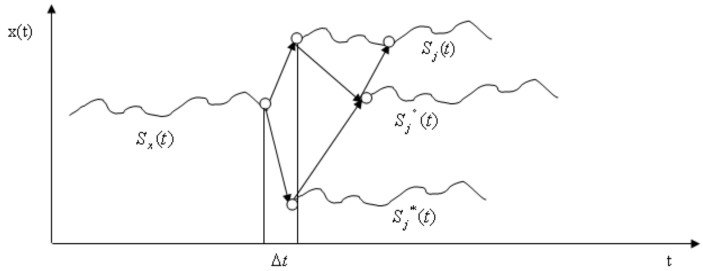


Рис. 8. Динамічна логіко-статистична інформаційна модель квазістаціонарного об'єкта

Нижче описаний алгоритм функціонування динамічної логіко-статистичної інформаційної моделі:

1) ідентифікуємо інформаційні стани об'єкта

$$S_{OY} = (\mathrm{S_i}, \mathrm{S_T}, \mathrm{S_e}), \tag{19}$$

де S_i – інформаційний стан об'єкта;

S_T – технологічний стан об'єкта;

S_e – евристичний стан об'єкта, згідно аналітичних виразів системних параметрів характеристичного функціоналу обчислюємо в кожному j-му стані згідно таблиці 2.

Таблиця 2

Системні параметри квазістаціонарних об'єктів управління

Символ системних параметрів	Аналітичний вираз	Символ системних параметрів	Аналітичний вираз
$M_x(t)$	$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$	$R_{xx}(j)$	$\frac{1}{n}\sum_{i=1+j}^{n+j} x_i \cdot \overset{o}{x}_{i+j}$
$M_j(t)$	$\frac{1}{n}\sum_{i=1+j}^{n+j} X_{i+j}$	$S_x(\omega)$	$\frac{2}{\pi}\int_0^{\infty} R_{xx}(t)\cos(\omega t)dt$
M_v	$\frac{1}{n}\cdot\sum_{i=1+j}^{n+j} V_{i-j}\cdot x_{i+j}$	I_x – за Хартлі	$\hat{E}(\log_2 A)n$
		I_x - $3\sigma_x$	$\hat{E}(\log_2 3\sigma_x)n$
$D_x(t)$	$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i - M_x)^2$	I_x – за Шеноном	$-P_i \cdot \ln_2 P_i$
$\sigma_x(t)$	$\sqrt{D_x(t)}$	I_x – за кореляційною оцінкою	$\frac{1}{2\pi}\hat{E}(\log_2\sqrt{1-\rho_{xx}^2(j)})$
n – об'єм вибірки, $i = 0...n$, $j = 0...n-1$, X_i – продискретизовані значення вибірки, V_{ij} – вагова функція, $\dot{x}_{ij}$ – центровані значення, A – амплітуда, $\hat{E}$ – цілочисельна функція з округленням до більшого цілого, P_i – ймовірність переходу об'єкта управління в конкретний стан, ρ_{xx} – нормована автокореляційна модель.			

Згідно зі станом S_j розраховуємо стаціонарні логіко-статистичні інформаційні моделі (ЛСІМ) наступних типів відповідно до виразів таблиці 3:

2) розраховуємо функції передбачення на декілька кроків вперед за допомогою екстраполяційних моделей, що базуються на інтерполяційних поліномах Лагранжа і Ньютона. Екстраполяційна модель, що використовує поліноми Лагранжа, має вигляд:

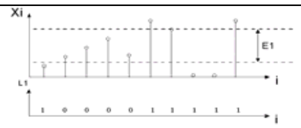
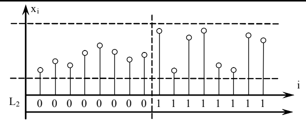
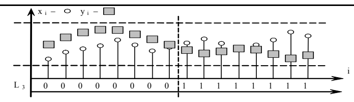
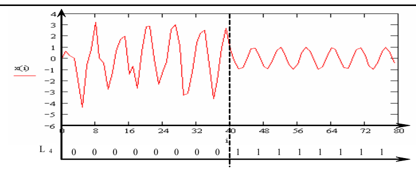
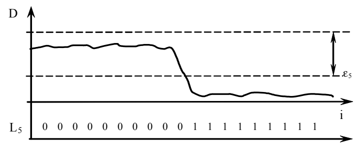
$$F(t) = \sum_{i=0}^{n} \xi_i \varphi_i(t) = \xi_0\varphi_0(t) + \xi_1\varphi_1(t) + \cdots + \xi_n\varphi_n(t), \tag{20}$$

де

$$\varphi_i(t) = \frac{(t-t_0)(t-t_1)\dots(t-t_{i-1})(t-t_{i+1})\cdots(t-t_n)}{(t_i-t_0)(t_i-t_1)\dots(t_i-t_{i-1})(t_i-t_{i+1})\cdots(t_i-t_n)} \equiv \equiv \prod_{j=0,\, j\neq i}^{n} \frac{(t-t_j)}{(t_i-t_j)}, \tag{21}$$

Таблиця 3

Типи стаціонарних ЛСІМ

Тип ЛСІМ	Аналітичний вираз	Продукційна модель ДІ
ЛСІМ 1 контроль відхилення за амплітудою	$L_1 = \begin{cases} 0, & X_i \in \varepsilon_1 \\ 1, & X_i \notin \varepsilon_1 \end{cases}$	
ЛСІМ 2 контроль відхилення по динаміці	$L_2 = \begin{cases} 0, & C_{xx}(j) < \varepsilon_2 \\ 1, & C_{xx}(j) \geq \varepsilon_2 \end{cases}$	
ЛСІМ 3 контроль відхилення по фазі	$L_3 = \begin{cases} 0, & \rho_{xy} > 0 \\ 1, & \rho_{xy} \leq 0 \end{cases}$	
ЛСІМ 4 реагує на зміну спектра	$L_4 = \begin{cases} 0, & S(\omega) > 0 \\ 1, & S(\omega) \leq 0 \end{cases}$	
ЛСІМ 5 реагує на зміну глобальної дисперсії	$L_5 = \begin{cases} 0, & D > \varepsilon_5 \\ 1, & D \leq \varepsilon_5 \end{cases}$	

де $i = \overline{0, n}$;

ξ_i – значення $\xi(t)$ в момент часу t_i , $t_i \in T_1$;

$\xi(t)$ – сукупність технологічних параметрів.

Екстраполяційна модель, що використовує поліноми Ньютона, має вигляд:

$$F(t) = c_0 + c_1(t - t_0) + c_2(t - t_0)(t - t_1) + \cdots + \\ + c_n(t - t_0)(t - t_1) \cdot \cdots \cdot (t - t_{n-1}) \equiv \sum_{i=0}^{n} c_i \prod_{j=0}^{i-1} (t - t_j), \tag{22}$$

де коефіцієнти c_i обчислюються наступним чином:

$$c_i = \frac{\xi_i - c_0 - \sum_{j=1}^{i-1} c_j \prod_{k=0}^{j-1} (t_i - t_k)}{\prod_{k=0}^{i-1} (t_i - t_k)}, \quad i = \overline{1, n} \quad c_0 = \xi_0; \tag{23}$$

3) розраховуємо динамічні ЛСІМ напрямку та динамічності переходу об’єкта в новий стан

$$L_6 = \begin{cases} 0, S_x \in S_j, \Delta t > C \\ 1, S_x \in S_j, \Delta t < C \\ 1, S_x \in \overset{\circ}{S_j} \vee S_j^*, \Delta t > C \end{cases}, \tag{24}$$

де C – апертура;

4) перевіряємо чи напрямки та інтенсивності відповідають переходу в штатний стан $\overset{\circ}{S_j}$. Прогнозуємо час штатного переходу об’єкта з S_j в $\overset{\circ}{S_j}$, ідентифікуємо стан норми або передаварійний стан;

5) спостерігаємо об’єкт в стані $\overset{\circ}{S_j}(t)$;

6) розраховуємо системні параметри об’єкта в стані S_j, порівнюємо їх з еталонними на основі Хеммінгових віддалей (25) і перевіряємо стан об’єкта (чи аварійний стан);

$$X_j = \sum_{i=1}^{n} V_{ij} \left| Y_{ji} - Z_{ij} \right| \Rightarrow \min \tag{25}$$

7) розроблення алгоритмів та програмного забезпечення діагностування передаварійних та аварійних станів.

Висновки

Викладені теоретичні основи та методології формалізації технологічних, інформаційних станів квазістаціонарних об'єктів з врахуванням ступеня динамічності та адекватності їх переходів з одного стану в інший може бути ефективно використаний для широкого класу об'єктів різних галузей промисловості. Найбільш доцільно використовувати розраховану інформаційну технологію для енергоємних об'єктів, в тому числі нафтогазовій промисловості, наприклад, процесів буріння газоперекачувальних агрегатів, нафтогазопроводів тощо.

Література

1. Горбань І. І. Теорія ймовірностей і математична статистика для наукових працівників та інженерів / Горбань І. І. – Київ, 2003. – С. 244.

2. Вентцель Е. С. Теория случайных процессов и ее инженерные приложения / Е. С. Вентцель, Л. А. Овчаров. – Москва : Высшая школа, 2000. – С. 383.

3. Єріна А. М. Статистичне моделювання та прогнозування : навчальний посібник / Єріна А. М. –К. : КНЕУ, 2001. – С. 170.

4. Лебедько Е. Г. Математические основы передачи информации (Часть 1 и 2) : учебное пособие / Лебедько Е. Г. – СПб : СПбГУИТМО, 2005. – С. 91.

5. Николайчук Я. М. Теорія джерел інформації : [монографія] / Николайчук Я. М. – Тернопіль : ТНЕУ, Економічна думка, 2008. – 396 с.

6. Локазюк В. М. Інтелектуальне діагностування мікропроцесорних пристроїв та систем : [навч. посібник для вузів] / Локазюк В. М., Поморова О. В., Домінов А. О. – Хмельницьк, 2001. – 286 с.

7. Заміховський Л. М. Основи теорії надійності і технічної діагностики систем : навч. посібник / Л. М. Заміховський, В. П. Калявін. – Івано-Франківськ : Полум'я, 2004. – 360 с.

8. Ширмовська Н. Г. Алгоритми моделювання для діагностування об'єктів на основі кластерних моделей / Н. Г. Ширмовська, Г. І. Левицька // Вісник Хмельницького національного університету. – 2014. – № 1 (209). – С. 158–164.

9. Ширмовська Н. Г. Теоретичні основи та методологія формалізації станів квазістаціонарних об'єктів / Н. Г. Ширмовська // Методи та прилади контролю якості. – 2010. – № 24. – С. 116 –120.

10. Ширмовська Н. Г. Теоретичні засади та обґрунтування інформаційних характеристик дискретизації формування цифрових повідомлень на основі автокореляційних функцій у базисі Радемахера. / Н. Г. Ширмовська, Т. О. Ваврик, Г. І. Левицька, І. Р. Михайлюк // Вісник Хмельницького національного університету. – 2018. – № 2(259). – С. 176–183.

References

1. Horban I. I. Teoriia ymovirnostei i matematychna statystyka dlia naukovykh pratsivnykiv ta inzheneriv / Horban I. I. – Kyiv, 2003. – S. 244.

2. 2. Venttsel E. S. Teoriya sluchaynyih protsessov i ee injenernyie prilojeniya / E. S. Venttsel, L. A. Ovcharov. – Moskva : Vyisshaya shkola, 2000. – S. 383.

3. Ierina A. M. Statystychne modeliuvannia ta prohnozuvannia : navchalnyi posibnyk / Yerina A. M. –K. : KNEU, 2001. – S. 170.

4. Lebedko E. G. Matematicheskie osnovyi peredachi informatsii (CHast 1 i 2) : uchebnoe posobie / Lebedko E. G. – SPb : SPbGUITMO, 2005. – S. 91.

5. Nykolaichuk Ya. M. Teoriia dzherel informatsii : [monohrafiia] / Nykolaichuk Ya. M. – Ternopil : TNEU, Ekonomichna dumka, 2008. – 396 s.

6. Lokaziuk V. M. Intelektualne diahnostuvannia mikroprotsesornykh prystroiv ta system : [navch. posibnyk dlia vuziv] / Lokaziuk V. M., Pomorova O. V., Dominov A. O. – Khmelnytsk, 2001. – 286 s.

7. Zamikhovskyi L. M. Osnovy teorii nadiinosti i tekhnichnoi diahnostyky system : navch. posibnyk / L. M. Zamikhovskyi, V. P. Kaliavin. – Ivano-Frankivsk : Polumia, 2004. – 360 s.

8. Shyrmovska N. H. Alhorytmy modeliuvannia dlia diahnostuvannia obiektiv na osnovi klasternykh modelei / N. H. Shyrmovska, H. I. Levytska // Visnyk Khmelnytskoho natsionalnoho universytetu. – 2014. – № 1 (209). – S. 158–164.

9. Shyrmovska N. H. Teoretychni osnovy ta metodolohiia formalizatsii staniv kvazistatsionarnykh obiektiv / N. H. Shyrmovska // Metody ta prylady kontroliu yakosti. – 2010. – № 24. – S. 116 –120.

10. Shyrmovska N. H. Teoretychni zasady ta obgruntuvannia informatsiinykh kharakterystyk dyskretyzatsii formuvannia tsyfrovykh povidomlen na osnovi avtokoreliatsiinykh funktsii u bazysi Rademakhera. / N. H. Shyrmovska, T. O. Vavryk, H. I. Levytska, I. R. Mykhailiuk // Visnyk Khmelnytskoho natsionalnoho universytetu. – 2018. – № 2(259). – S. 176–183.

Рецензія/Peer review : 22.02.2018 р. Надрукована/Printed :19.12.2018 р.
Рецензент: д.т.н., проф. Горбійчук М.І.