

КЕРУВАННЯ В ТЕХНІЧНИХ, ЕКОНОМІЧНИХ ТА БІОЛОГІЧНИХ СИСТЕМАХ

УДК 629.519.7/614

О.Б. Іванець

ОСОБЛИВОСТІ ОЦІНЮВАННЯ ФУНКЦІОНАЛЬНОГО СТАНУ ОПЕРАТОРА В УМОВАХ НЕВИЗНАЧЕНОСТЕЙ

Іванець Ольга Борисівна

Національний авіаційний університет, м. Київ,
orcid: <https://orcid.org/0000-0002-0897-4219>

olchik2104@ukr.net

Розглянуто підхід до оцінювання стабільності функціонування біологічного об'єкта, а саме, організму операторів як складної динамічної системи, що піддається впливу зовнішніх факторів дестабілізації, дія яких компенсується адаптаційними резервами організму. Для оцінювання стабільності функціонування біологічної системи на основі результатів біомедичних вимірювань врахована стохастичність впливу часу на послідовність їх вимірювань, яка супроводжується наявністю трендів як загальної, так і локальної прихованої регулярності, а саме, наявності даних трендів, і характеризує динаміку біологічного стану. У роботі результати біомедичних вимірювань розглядаються як часові ряди для визначення динаміки поведінки характеристик даних на основі значущих статистичних даних. Такий аналіз упорядкованої послідовності результатів вимірювання сигналу дозволяє визначити кількісні характеристики процесу, що породив часовий ряд, та визначити ймовірнісні властивості часового ряду на основі закономірностей впливу часу на кількісні характеристики ряду, що породжуються як зовнішніми джерелами впливу, так і внутрішніми процесами в організмі, що залежать від стабільності процесів динамічної рівноваги біологічного об'єкта. Запропонована математична модель, що дозволяє отримати первинну інформацію про кількісні зміни ефектів неоднорідностей та біологічної нестабільності об'єкта дослідження, а також виділити вторинну (діагностичну) інформацію, більш чутливу для оцінювання порушень динаміки біологічної рівноваги.

Ключові слова: біологічний об'єкт, стабільність функціонування, фактори впливу, часові ряди, біомедичні показники, тренд, інформативність параметрів.

Вступ

На початку XXI століття все більше досліджень доводять необхідність вивчення стабільності функціонування біологічної системи як динамічного об'єкта з стохастичним впливом зовнішніх факторів дестабілізації [1, 2] для отримання, по-перше, додаткової інформації про трансформацію біологічних процесів за ра-

© О.Б. ІВАНЕЦЬ, 2024

*Міжнародний науково-технічний журнал
Проблеми керування та інформатики, 2024, № 1*

105

хунок зворотних біологічних зв'язків, що забезпечують збалансованість функціонування організму [3]. По-друге, вони інформують про достатню кількість внутрішніх ресурсів для забезпечення фізіологічної рівноваги під впливом дестабілізуючих факторів [4, 5]. По-третє, це цінний інструмент для аналізу медико-біологічних показників груп населення, які пройшли професійний відбір, а їхні біомедичні показники знаходяться в межах норми, але професійні дестабілізуючі фактори можуть виснажувати ресурси організму, і для їх ефективного використання необхідні нестандартні підходи до оцінки рівня регуляції стабільності функціонування організму з урахуванням їх хаотичності зокрема [6, 7].

Мета даної публікації — розробити підхід для оцінювання стабільності функціонування біологічного об'єкта при виконанні своїх професійних обов'язків при дії факторів дестабілізації з урахуванням ефектів неоднорідності та нестабільності об'єкта дослідження. У рамках цих досліджень розглядаються такі задачі:

- 1) розробка ймовірнісної моделі динаміки мінливості результатів біомедичних вимірювань, розподілених за часом;
- 2) визначення виду факторного впливу на динаміку часового ряду результатів біомедичних вимірів;
- 3) дослідження інформаційних властивостей елементів ймовірнісної моделі динаміки результатів вимірювань.

1. Модель динаміки мінливості біологічного об'єкта на основі результатів біомедичних вимірювань, розподілених за часом

Представлення послідовних результатів вимірювань біомедичних показників біологічного об'єкта у вигляді числових рядів дозволяє визначити наявність трендів як загальної, так і локальної прихованої регулярності, що, в свою чергу, характеризує динаміку зміни біологічного стану та на відміну від моделей дискретизованих ймовірнісних процесів стохастичні часові ряди принципово нестаціонарні та неграничні на інтервалах спостережень, оскільки допускаються нерегулярні та випадкові факторні впливи на об'єкт дослідження. Також необхідно враховувати, що експериментальна інформація, отримана від біологічного об'єкта, обмежена за обсягом вибірових даних, тому необхідно використовувати інтелектуальний аналіз даних при її обробці. Мінливість результатів вимірювань біомедичних показників, розподілених за часом, також містить інформацію про закономірності функціонування біологічного об'єкта.

Ймовірнісні властивості стохастичного часового ряду визначаються закономірностями впливу часу на числові характеристики ряду, а саме, математичне очікування, дисперсію та інші, та характеризуються впливами, зовнішніми джерелами яких є різні неоднорідності експерименту, зумовлені порушенням його умов, та внутрішніми, що залежать від стабільності процесів динамічної рівноваги самого біологічного об'єкта. Пропонується провести синтез ефектів такого факторного впливу, результати якого подані в табл. 1, в якій пропонується суміщення локальних ефектів неоднорідностей та біологічної нестабільності для груп послідовних результатів вимірювань $n_j = \overline{1, n_j}$.

Таблиця 1 також апріорі постулює розбиття загального ряду результатів вимірювань (об'єм вибірки N) на декілька (K) послідовних груп. У цьому випадку результат окремих вимірювань x_{ji} отримує подвійну індексацію: номер групи ($j = \overline{1, K}$), номер результату виміру всередині j -ї групи ($i = \overline{1, n_j}$), де n_j — число внутрішньогрупових вимірювань. Якщо \bar{X} — загальне середнє для всіх результатів часового ряду, то враховуються оцінки математичного очікування для часово-

го ряду цих результатів на основі ймовірнісних моделей дискретної неоднорідності та метрологічної однорідності та виду регресійної моделі локальних та глобальних впливів з урахуванням адитивності (або неадитивності) елементів факторного впливу.

Для опису глобальних та локальних факторних впливів використані лінійні регресії. Так, для глобального тренду маємо

$$\xi_{ji} = \bar{X} + B_0(t_{ji} - \bar{t}), \quad (1)$$

де \bar{t} — загальне середнє часу спостережень.

Таблиця 1

Ймовірнісні властивості елементів часового ряду	Функціональні прояви впливу часу	Вид факторного впливу
Глобальна нестационарність за математичним очікуванням	Глобальний (основний) тренд	Неперервна неоднорідність (глобальна)
Неергодичність послідовностей групуваних результатів	Адитивні зміщення локальних трендів	дискретна неоднорідність;
Локальна внутрігрупова нестационарність за математичним очікуванням	Мультиплікативні зміни локальних трендів	нестабільність динамічної рівноваги (локальна)
Стационарність за дисперсією залишкових нерегулярних відхилень	Сталість стандартної невідзначеності типу A	Метрологічна однорідність (неперервна)

Для опису локальних трендів використано такий вираз:

$$\hat{x}_{ji} = \bar{X}_j + B_j(t_{ji} - \bar{t}_j), \quad (2)$$

де \bar{X}_j — середнє в j -й групі, \bar{t}_j — середнє групове часу спостережень.

Тренд, що характеризує мінливість групових середніх результатів вимірювань, представлений у вигляді

$$\hat{\delta}_j = Z_j + B_m(t_j - \bar{t}_j), \quad (3)$$

де Z_j — дискретна випадкова величина (вільний член регресії), дисперсія $\sigma_Z^2 = \text{const}$ для будь-яких j .

Додаткова регресійна модель середньозваженої регресії з кутовим коефіцієнтом набуває такого вигляду:

$$B_c = \frac{\left\{ \sum_{j=1}^k B_j \sum_{i=1}^n (t_{ji} - \bar{t}_j)^2 \right\}}{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^n (t_{ji} - \bar{t}_j)^2}. \quad (4)$$

У запропонованій моделі додаткові регресійні коефіцієнти B_m в (3) та B_c в (4) вводяться для компенсації ймовірностей параметрів \bar{X}_j та B_j локальних трендів (2) та дозволяють виділити складові для моделі результатів вимірювань. Остання, в припущенні адитивності ефектів факторних впливів, прийме вигляд зміщеної (складової) регресії, доповненої ймовірнісними збуреннями:

$$x_{ji} = \bar{X} + B_0(t_{ji} - \bar{t}) + \{(\bar{B}_c - B_m)(\bar{t}_j - \bar{t}) + Z_j\} + (B_j - \bar{B}_c)(\bar{t}_j - \bar{t}) + \varepsilon_{ji}, \quad (5)$$

де ε_{ji} — випадковий залишок моделі, що характеризує її метрологічну однорідність (дисперсія $\sigma_{\varepsilon_{ji}}^2 = \text{const}$ для будь-яких j та i ; z_j — дискретна випадкова величина $\sigma_{Z_j}^2 = \text{const}$).

Зазначимо, що параметри моделі (5) можуть бути протестовані на наявність або відсутність відповідної неоднорідності (або однорідності) елементів ймовірнісної моделі часового ряду результатів вимірювань. Статистичні властивості цих параметрів подані в табл. 2, де визначений їх зв'язок з відповідною неоднорідністю або нестабільністю.

Таблиця 2

Модель факторного впливу	Ефекти впливу на результат вимірювань	
	наявність	відсутність
Глобальна неоднорідність	$B_0 \neq 0$	$B_0 = 0$
Метрологічна однорідність	$\delta_\varepsilon^2 = \text{const}$	$\delta_\varepsilon^2 = \text{var}$
Адитивна нестабільність	$B_m - B_c \neq 0$	$B_m - B_c = 0$
Дискретна неоднорідність	$\delta_Z^2 > 0$	$\delta_Z^2 = 0$
Мультиплікативна нестабільність	$B_j - B_c \neq 0$ для будь-яких j	$B_j - B_c = 0$ для будь-яких j

Враховуючи зв'язок цих складових з відповідними ефектами факторного впливу, на основі даних табл. 2 можна провести тестування результатів груп вимірювань на наявність або відсутність складових у загальному відхиленні Δx_{ji} результатів x_{ji} від загального середнього:

$$\Delta x_{ji} = x_{ji} - \bar{X}. \quad (6)$$

Оскільки інформація про порушення динаміки біологічного стану утримується в складових випадкових та систематичних відхиленнях результатів вимірювань x_{ji} від загального середнього \bar{X} , то є сенс провести розподіл повної дисперсії такого результату на відповідні складові.

Моделі (1)–(4) та загальна модель (5) використані як апроксимуючі лінійні регресії, що описують динаміку (зміни) математичного очікування для будь-яких значень часу (t_{ji}) при непереборних випадкових збуреннях (z_{ji} та ε_{ji}).

На основі (6) можна визначити змішану модель (5) як адитивну для п'яти складових для загального відхилення Δx_{ji} за виразом

$$\Delta x_{ji} = B_0(t_{ji} - \bar{t}_j) + (B_c - B_m)(\bar{t}_j - \bar{t}) + Z_j + (B_j - B_c)(\bar{t}_j - \bar{t}) + \varepsilon_{ji}. \quad (7)$$

Якщо загальну суму квадратів відхилень x_{ji} від \bar{X} позначити

$$P = \sum_{j=1}^k B_j \sum_{i=1}^n \Delta x_{ji}^2, \quad (8)$$

то формально загальний вираз дискретного розкладання цих сум (8) Q на п'ять доданків, відповідних складових моделі (7), набуває вигляду

$$P = P_1 + P_2 + P_3 + P_4 + P_5. \quad (9)$$

Для кожного з цих доданків (9) позначаються фактори впливу з табл. 2. Результати відповідності факторів впливу їхнім доданкам подані в табл. 3.

Таблиця 3

Назва фактору	Позначення фактору	Сума квадратів (з індексацією факторної відповідності)
Глобальна неоднорідність	$Q_{ГН}$	$P_1 = P_{ГН}$
Метрологічна однорідність	$Q_{МО}$	$P_5 = P_{МО}$
Локальна неоднорідність	$Q_{ЛН}$	$P_3 = P_{ЛН}$
Адитивна (локальна) нестабільність	$Q_{НА}$	$P_2 = P_{НА}$
Мультиплікативна (локальна) нестабільність	$Q_{НМ}$	$P_4 = P_{НМ}$

За допомогою коваріаційного розкладання проведемо модифікацію останнього з урахуванням змін числа ступенів вільності, суми квадратів та середнього квадрата відхилення для доданку $Q_{ЛН}$ (табл. 4)

Таблиця 4

Фактор впливу	Сума квадратів відхилення моделі	Середній квадрат	Число ступенів вільності
$Q_{ГН}$	$P_{ГН} = \Theta_0 B_{02}$	$\bar{P}_{ГН} = P_{ГН}$	$\nu_1 = 1$
$Q_{МО}$	$P_{МО} = \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^{n_j} [x_{ji} - \bar{X} - B_j(t_{ji} - \bar{t}_j)]^2$	$\bar{P}_{МО} = \frac{P_{МО}}{N - 2K}$	$\nu_5 = N - 2K$
$Q_{ЛН}$	$P_{НА} = \frac{\Theta_c \Theta_m}{\Theta_0} \cdot (B_c - B_c)^2$	$\bar{P}_{НА} = P_{НА}$	$\nu_2 = 1$
$Q_{НА}$	$P_{ЛН} = \sum_{j=1}^K n_j [x_j - \bar{X} - B_m(\bar{t}_j - \bar{t})]^2$	$\bar{P}_{ЛН} = \frac{P_{ЛН}}{K - 2}$	$\nu_3 = K - 2$
$Q_{НМ}$	$P_{НМ} = \sum_{j=1}^K Q_j \cdot (B_j - B_c)^2$	$\bar{P}_{НМ} = \frac{P_{НМ}}{K - 1}$	$\nu_4 = K - 1$

Середні квадрати $\bar{Q}_{ГН}$, $\bar{Q}_{НА}$, $\bar{Q}_{ЛН}$ та $\bar{Q}_{НМ}$ можна використовувати для контролю на значимість відповідних факторних впливів:

$$\left\{ \begin{array}{l} \theta_0 = \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^{n_j} (t_{ji} - \bar{t})^2; \\ \theta_m = \sum_{j=1}^K (t_{ji} - \bar{t})^2; \\ \theta_c = \theta_0 - \theta_m; \\ B_m = \frac{\sum_{j=1}^K n_j (\bar{X}_j - \bar{X})(t_j - \bar{t})}{\theta_m}; \\ B_0 = \frac{\theta_i \cdot B_c + \theta_m \cdot B_m}{\theta_0}. \end{array} \right. \quad (10)$$

Якісну оцінку значущості впливу факторів неоднорідності та нестабільності (10) можна отримати, якщо порівнювати перераховані середні квадрати третього стовпця табл. 4 з середнім квадратом \bar{P}_{MO} , що кількісно відображає ступінь метрологічної однорідності результатів вимірювань. Така однорідність тим вища, чим менше середній квадрат \bar{P}_{MO} . Для порівняння факторних середніх квадратів \bar{P}_{GH} , \bar{P}_{HA} , \bar{P}_{LH} та \bar{P}_{HM} з метрологічним стабільним \bar{P}_{MO} відносно статистики дисперсійного відношення (F -статистики Фішера) використаємо такий вираз:

$$\begin{cases} Q_{GH} = \bar{P}_{GH} \cdot \bar{P}_{MO}^{-1}, \\ Q_{HA} = \bar{P}_{HA} \cdot \bar{P}_{MO}^{-1}, \\ Q_{LH} = \bar{P}_{LH} \cdot \bar{P}_{MO}^{-1}, \\ Q_{HM} = \bar{P}_{HM} \cdot \bar{P}_{MO}^{-1}. \end{cases} \quad (11)$$

F -статистики (11) мають подвійну інформаційну складову, тобто дозволяють отримати первинну інформацію про кількісні зміни ефектів неоднорідностей та біологічної нестабільності, а також дають можливість виділити інформаційну діагностичну вторинну інформацію на основі (11) як критеріальну при тестуванні ефектів на статистичну значимість при заданих ризиках.

2. Дослідження інформаційних властивостей елементів ймовірнісної моделі динаміки результатів вимірювань

Для досліджень інформаційних властивостей моделі динаміки результатів біомедичних вимірювань використані результати багатовимірних біомедичних досліджень операторів чоловічої статі віком 35 ± 47 років. Верифікація мінливості біологічного стану проводилась за якісним показником S , розрахованим на основі кількості скарг на погіршення самопочуття впродовж дев'яти місяців, коли проводилися експериментальні дослідження. За даним показником проведено ранжування, скарги 12 осіб, що приймали участь у дослідженні, розміщені від більшої кількості до меншої.

Використані біомедичні показники включали не менше трьох груп ($K \geq 3$) результатів послідовних вимірювань. Кількість останніх у кожній групі була не менше трьох ($n_j \geq 3$ для всіх $j = \overline{1, K}$), що забезпечували статистичні умови для формування локальних трендів (2). Умови $K \geq 3$ є мінімальним значенням числа ступенів свободи $V_3 = K - 2$ (при $K \geq 3$ отримаємо $V_3 \geq 1$) для фактора Q_{LH} (див. табл. 4). Для посилення ефектів динаміки біологічного функціонування в роботі використовувалися не тільки пасивні дослідження (спостереження), а й активні — при фіксованих фізичних навантаженнях.

Результати дослідження полягають в обробці біомедичних показників у стані спокою та при навантаженні. Функціональні проби з фізичним навантаженням використані для оцінки функціонального стану і функціональних можливостей серцево-судинної системи операторів, отриманих при дослідженнях велоергометрії з дозованим навантаженням спочатку 50 Вт, потім — 100 Вт та останній етап навантаження — 150 Вт, кожне обстеження тривало три хвилини. У ході робіт реєстрували частоту серцевих скорочень. Параметри плану тривалого біомедичного дослідження: $N = 9$; $K = 3$; $n_1 = n_2 = n_3 = n = 3$, рівень значущості $\alpha = 0,05$. На рис. 1 наведені часові ряди $x(t)$ для показника частоти серцевих скорочень X в

функції часового параметру, τ — порядковий номер однократного вимірювання ($\tau = \overline{1, 9}$) у відповідному календарному місяці. Аналогічно проводилися дослідження для систолічного та артеріального тиску. Наведені біомедичні дані для оператора, у якого максимальна ($C = 45$) кількість скарг на самопочуття та захворювань впродовж терміну дослідження (рис. 1, *a*). Дані, що відповідають рис.1, *b*, відповідають оператору з мінімальною ($C = 15$) кількістю (Y — ймовірнісна величина, яка відповідає кількісному та якісному показнику C — суб'єктивне відчуття).

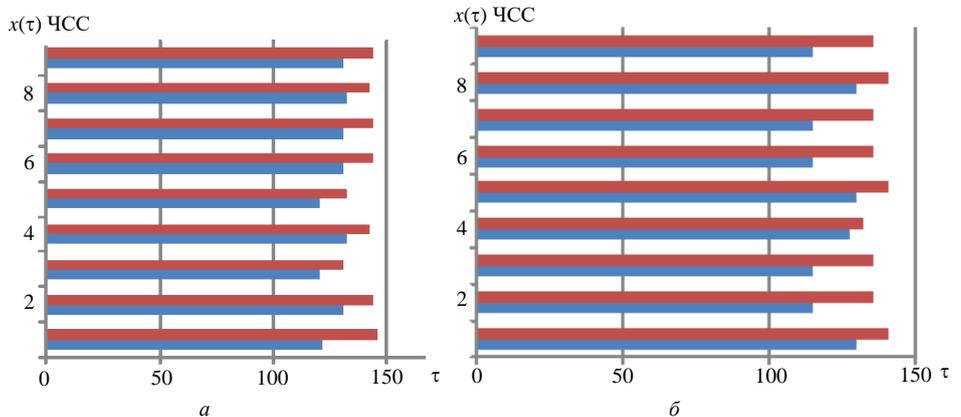


Рис. 1

Довші стовпці відповідають біомедичним даним, отриманим в активному режимі, тобто з навантаженням велоергометрів, а коротші — даним, отриманим за відсутності фізичного навантаження. Для порівняльного аналізу інформативності F -статистик (11) відносно змін показника C використано лінійну модель прямого вимірювального перетворення:

$$Y = a + b * F, \quad (12)$$

де Y — показник суб'єктивного відчуття, виражений на основі кількості скарг на погіршення самопочуття в зазначений період, F — значення F -статистики Фішера, що досліджується; a, b — постійні коефіцієнти.

На рис. 1 показані часові ряди для показника частоти серцевих скорочень: a — для першого оператора; b — для останнього оператора згідно з ранжуванням за показником C .

Модель (12) відображає стохастичний зв'язок між випадковими величинами Y та F та може бути представлена функцією

$$\hat{y}_\Gamma = \bar{Y} + R \frac{\sigma_y}{\sigma_f} (f_\Gamma - \bar{F}), \quad (13)$$

де R — нормований коефіцієнт парної (між величинами Y та F) лінійної кореляції; \hat{y}_Γ — лінійна регресія величини Y на F , як функція вимірних значень f_Γ величини F ; \bar{Y} та \bar{F} — середнє значення величин y_Γ та f_Γ ; Γ — порядковий номер оператора згідно з ранжуванням за суб'єктивним відчуттям, $\Gamma = \overline{1, m}$ (m — загальна кількість учасників досліджень) [8].

Для оцінювання кількості очікуваної вимірювальної інформації, що отримується за F -статистикою (11), модель прямого вимірювання перетворена (13) в градуировану характеристику:

$$\hat{f}_\Gamma = \bar{F} + R \frac{\sigma_y}{\sigma_f} (y_\Gamma - \bar{F}). \quad (14)$$

Модель (14) дозволяє визначити кількість очікуваної вимірювальної інформації про рівень величини Y , що вимірюється за результатами оцінювання статистики F [9]:

$$I = h_F - h_{F/f}, \quad (15)$$

де h_F — диференціальна ентропія випадкової величини F до процесу оцінювання (вимірювання); $h_{F/f}$ — диференціальна залишкова ентропія величини F після отримання оцінки f (вимірювання).

Враховуючи Гауссівський розподіл f_Γ , вираз диференціальних ентропій приймає такий вигляд:

$$\begin{cases} h_F = \ln(\sqrt{2\pi e} \cdot \sigma_f), \\ h_{F/f} = \ln\left(\frac{\sqrt{2\pi e} \cdot \sigma_f \cdot \sigma_{\Delta f}}{\sqrt{\sigma_f^2 \cdot \sigma_{\Delta f}^2}}\right), \end{cases} \quad (16)$$

де $\sigma_{\Delta f}^2$ — залишкова дисперсія випадкових відхилень [10],

$$\Delta f_\Gamma = f_\Gamma - \hat{f}_\Gamma. \quad (17)$$

Дисперсійний аналіз зворотної лінійної регресії (14) дозволяє розкласти повну суму квадратів відхилень f_Γ (17) від F :

$$S = \sum_{\Gamma=1}^m (f_\Gamma - \bar{F})^2, \quad (18)$$

на відповідні складові:

$$\begin{cases} S_1 = \sum_{\Gamma=1}^m (\hat{f}_\Gamma - \bar{F})^2, \\ S_2 = \sum_{\Gamma=1}^m (f_\Gamma - \hat{f}_\Gamma)^2. \end{cases} \quad (19)$$

Отже, середні квадрати \bar{S}_1 та \bar{S}_2 цих складових (19):

$$\begin{cases} \bar{S}_1 = S_1, \\ \bar{S}_2 = S_2(m-2)^{-1}, \end{cases} \quad (20)$$

і є оцінками дисперсій:

$$\begin{cases} \sigma_f^2 = \bar{S}_1, \\ \sigma_{\Delta f}^2 = S_2, \end{cases} \quad (21)$$

що використовуються у виразах для диференціальних ентропій h_F та $h_{F/f}$ (16) [11].

Якщо врахувати, що при функціональній діагностиці складних динамічних об'єктів [11]

$$R^2 = S_1 \cdot S^{-1}, \quad (22)$$

то можна отримати значення дисперсій у виразах диференціальних ентропій (16) як лінійних функцій від R^2 (22), враховуючи (18) та (21):

$$\begin{cases} \sigma_f^2 = S \cdot R^2, \\ \sigma_{\Delta f}^2 = \frac{S(1-R^2)}{m-2}. \end{cases} \quad (23)$$

З урахуванням дисперсії (23) та (20), а також на основі виразів (15), (16) кількість очікуваної інформації для будь-якої з досліджуваних F -статистик (11) запишемо

$$I = \ln \sqrt{1 + \frac{R^2}{(1-R^2)} \cdot (m-2)}. \quad (24)$$

З (24) можна зробити висновок, що будь-яке збільшення коефіцієнта кореляції між відповідною F -статистикою та кількістю скарг на самопочуття збільшує кількість інформації про динамічні властивості часового ряду результатів біомедичних вимірів.

Результати розрахунку значень F -статистик Фішера (11) та коефіцієнтів їх кореляції R з даними про суб'єктивне відчуття оператора (для останніх проведено ранжування за ступенем погіршення самопочуття) співставляються з біомедичним показником, частотою серцевих скорочень зокрема, наведені в табл. 5.

Таблиця 5

Статистика	Активний стан				Пасивний стан			
	$Q_{ГН}$	$Q_{НА}$	$Q_{ЛН}$	$Q_{НМ}$	$Q_{ГН}$	$Q_{НА}$	$Q_{ЛН}$	$Q_{НМ}$
F -статистика для $C=15$	0,069	0,617	0,057	0,3	0,008955	1,513	1,075	0,425
F -статистика для $C=45$	1,5	6	1,8	10,95	0,003593	0,032	1,198	0,44
Коефіцієнт кореляції R	0,0337	0,6507	0,5695	0,554	-0,38394	-0,0018	0,2608	0,1757

Оцінка інформативності F -статистик (11) проведена з урахуванням таких умов: 1) коефіцієнт кореляції R має бути позитивний, це дозволяє тестувати (контролювати на значимість F -статистик) рівень біологічної нестабільності об'єкта дослідження; 2) сам коефіцієнт кореляції має статистично значимо відрізнятися від нуля. Останнє можливо, якщо виконується умова

$$R \geq R_{KP}, \quad (25)$$

де критичне значення розраховується за рівнянням

$$R_{KP} = \left(\frac{F_{1,m-2\alpha}}{m-2 + F_{1,m-2\alpha}} \right)^{0,5}. \quad (26)$$

Для виразу (6) критичне значення F -статистики $F_{1,m-2\alpha}$ є верхньою границею α , відсотковою точкою F -розподілу Фішера–Снедекора з одним та $(m-2)$ ступенями вільності (α — рівень значущості, що задається при тестуванні коефіцієнта кореляції R (25)), тому для $\alpha = 0,05$ та $\alpha = 0,1$ R_{KP} мають такі значення [11]:

$$\begin{cases} \alpha = 0,05, R_{KP(0,05)} = 0,5758 \\ \alpha = 0,1, R_{KP(0,1)} = 0,497 \end{cases}. \quad (27)$$

Аналіз отриманих результатів проведений для двох рівнів значущості: $\alpha = 0,05$ та $\alpha = 0,1$ (достовірність висновків, відповідно, $P = 0,95$ та $P = 0,9$ (27)). Для $P = 0,9$ статистично значущими є кореляції $R_{HA} = 0,6506$, $R_{ЛH} = 0,5695$, $R_{HM} = 0,5540$, навантаження в активному експерименті 50 Вт для показника частоти серцевих скорочень. При навантаженні 100 Вт визначено, що значимою є кореляція $R_{HA} = 0,4862$. Для $P = 0,95$ значимою є кореляція $R_{HA} = 0,6506$, навантаження 50 Вт, причому індекс коефіцієнта кореляції відповідає індексу досліджуваної F -статистики (11). Тільки для останнього оператор, що має максимальну кількість скарг, — 45, впливає на самопочуття F -статистики $Q_{HA} = 6$ та $Q_{HM} = 10,95$, в той час як її критичне значення $Q_{кр(HM)} = 10,13$.

Існує нелінійно прямий вплив коефіцієнта кореляції R на кількість очікуваної інформації (24), що містять досліджувані F -статистики (11). Результати розрахунку інформації для F -статистики за показником частоти серцевих скорочень при навантаженні 50 Вт наведені в табл. 6.

Таблиця 6

F -статистики	Q_{GH}	Q_{HM}	Q_{HA}	$Q_{ЛH}$
I (бит)	0,2689	0,7953	0,9199	0,4314
R	0,2579	0,5301	0,5482	0,3470

Ймовірнісні моделі результатів фізично однорідних змін (5) та їхніх випадкових та систематичних відхилень (7) можуть бути об'єднані з результатами вимірювань іншої природи [11].

Нехай L — кількість $X_1 \dots X_L$ різнорідних фізичних величин, що піддаються вимірюванню в однакові моменти часу t_{ji} , кожна з величин $X_1 \dots X_e \dots X_L$ піддається лінійному перетворенню:

$$\hat{X}_e = \frac{X_e - \bar{X}_e}{\delta_e}, \quad (28)$$

де \bar{X}_e — математичне очікування величини X_e , δ_e — середнє квадратичне відхилення, $e = \overline{1, L}$.

Перетворення (28) є лінійним, не змінює ймовірнісних властивостей вихідної випадкової величини, перетворює останню в безрозмірну величину з нульовим середнім та одиничною дисперсією. Якщо моменти часу t_{ji} ($j = \overline{1, k}$, $i = \overline{1, n_j}$) однакові для всіх величин $X_1 \dots X_L$, а групування результатів вимірювань для них здійснюються з однаковими параметрами k та n_j , то перетворення (28) дозволяє розглядати множини $\{\hat{X}_1 \dots \hat{X}_L\}$ як величини фізично однорідні, а результати їх вимірювань — як багатократні, що відображають зміни уніфікованого результату $x_{e_{ji}}$:

$$x_{e_{ji}} = X + \tilde{B}_0(t_{ji} - \bar{t}) + \{(\tilde{B}_c - \tilde{B}_m)(\bar{t}_j - \bar{t}) + z_{ej}\} + (B_{ej} - \tilde{B}_c)(\bar{t}_i - \bar{t}) + \varepsilon_{e_{ji}}, \quad (29)$$

де

$$\tilde{B}_c = \left\{ \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (t_{ji} - \bar{t}_j) \right\}^{-1} \left\{ \sum_{e=1}^L \sum_{j=1}^k B_{e_j} \sum_{i=1}^{n_j} (t_{ji} - \bar{t}_j)^2 \right\},$$

$$\tilde{B}_m = \frac{\sum_{e=1}^L \sum_{j=1}^k n_j (\bar{X}_{e_j} - \bar{X})(\bar{t}_j - \bar{t})}{\Theta_m},$$

$$\tilde{B}_0 = \frac{\Theta_c \cdot \bar{B}_c + \Theta_m \cdot \bar{B}_m}{\Theta_0},$$

\bar{X}_{e_j} — середнє j -ї групи для e -го біомедичного показника; B_{e_j} — кутовий коефіцієнт j -ї групової регресії для e -го показника; z_{e_j} та ε_{e_j} — реалізації дискретної та неперервної випадкових величин є дисперсіями, що не залежать від часу, e — кількісний індекс, присвоєний відповідній (за порядком використання в моделі (29)) фізичній величині. Результати дисперсійного аналізу уніфікованої ймовірнісної моделі (29) подані в табл. 7.

Таблиця 7

Фактор впливу	Сума квадратів	Число ступенів вільності	Середній квадрат
$Q_{ГН}$	$P_{ГН} = \Theta_0 \tilde{B}_0^2$	$\nu_1 = 1$	$\bar{P}_{ГН} = P_{ГН}$
$Q_{МО}$	$P_{МО} = \sum_{e=1}^L \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^{n_j} [x_{e_{ji}} - \bar{X}_{e_j} - B_{e_j} (t_{ji} - \bar{t}_j)]^2$	$\nu_5 = N - 2KL$	$\bar{P}_{МО} = \frac{P_{МО}}{N - 2K}$
$Q_{ЛН}$	$P_{ЛН} = \sum_{e=1}^L \sum_{j=1}^K n_j [X_{e_j} - \tilde{B}_m (\bar{t}_j - \bar{t})]^2$	$\nu_3 = KL - 2$	$\bar{P}_{ЛН} = \frac{P_{ЛН}}{KL - 2}$
$Q_{НА}$	$P_{НА} = \frac{\Theta_c \cdot \Theta_m}{\Theta_0} \cdot (\tilde{B}_c - \tilde{B}_m)^2$	$\nu_2 = 1$	$\bar{P}_{НА} = P_{НА}$
$Q_{ГМ}$	$P_{ГМ} = \sum_{e=1}^L \sum_{j=1}^K \Theta_j (B_{e_j} - \tilde{B}_c)^2$	$\nu_4 = KL - 2$	$\bar{P}_{ГМ} = \frac{P_{ГМ}}{KL - 1}$

У таблиці 7 параметри Θ_j , Θ_0 , Θ_c , Θ_m визначаються згідно з рівнянням (10)

для табл. 4, а $N = \sum_{j=1}^K n_j$.

Ймовірнісні моделі (4), (5), окрім випадкових величин Z та ε , включають також випадкові кутові коефіцієнти (як статистичні оцінки B_j , B_{e_j}) групових лінійних регресій [8].

Кількісно функцію статистичної стійкості критерію на основі відношення критеріальної F -статистики, що досліджується (11), до статистики критичної ($F_{КР}$) можна розрахувати за залежністю

$$\delta = \frac{F}{F_{КР}}. \quad (30)$$

У ролі останньої ($F_{кр}$) використано верхню α -відсоткову точку, що має ті ж ступені вільності, що і F -статистики. Число ступенів вільності задається згідно з табл. 7. Рівень значимості $\alpha = 0,05$ згідно з планом біомедичного дослідження.

Результати обчислень функції статистичної стійкості δ (30) залежно від складності уніфікації моделі (29), що визначається числом L , об'єднаних величин $\{X_e\}_1^L$, розрахованих на основі значень F -статистик (11) для уніфікованої ймовірності моделі та результатів її дисперсійного аналізу (див. табл. 7) за біомедичним показником частоти серцевих скорочень, наведені в табл. 8.

Таблиця 8

Варіанти навантажень, що об'єднуються	Функція статистичної стійкості		Ступінь уніфікації L
	для F -статистики Q_{HA}	для F -статистики Q_{HM}	
50 + 150 + 100 + 0	1,1578	0,5642	4
50 + 150 + 100	1,9247	0,8279	3
50 + 150	2,1443	1,2062	2
50	0,5923	1,1051	1

Графічні реалізації залежностей $\delta = f(L)$ для дослідження F -статистик біологічної нестабільності Q_{HA} та Q_{HM} наведені на рис. 2.

З табл. 8 та рис. 2 видно, що параметр δ є цільовою функцією оптимізації (за максимумом статистичної стійкості δ), оптимум уніфікації відповідає $L = 2$. F -статистика Q_{HA} статистично більш стійка (її максимум 2,1443 більше максимуму 1,2062 статистики Q_{HM}). Обґрунтованість використання функції δ (14) для оптимального вибору ступеня уніфікації L_{opt} базується на суворому виконанні умов еквівалентності статистичної стійкості та статистичної потужності правил прийняття рішень, залежності δ від L для Q_{HA} та Q_{HM} (див. рис. 2).

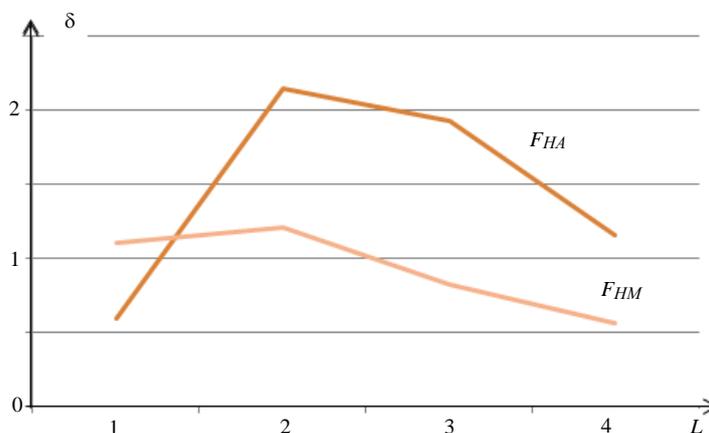


Рис. 2

Це означає, що при оптимізації використовуються об'єкти, для яких справедлива гіпотеза H_1 (у даному випадку — оператор з максимально великою кількістю скарг на самопочуття). Ця умова також забезпечує максимальні (більше критичних) значення біологічної рівноваги, коли з ймовірністю $P = 1 - \alpha$ функція $\delta \geq 1$. Ця умова також забезпечує максимальні (більше критичних) значення статистик

Фішера Q_{HA} та Q_{HM} , чутливих до порушень динаміки біологічної рівноваги. Аналіз отриманих результатів (табл. 8) проведений для двох рівнів значущості: $\alpha = 0,05$ та $\alpha = 0,1$ (достовірність висновків відповідно $P = 0,95$ та $P = 0,9$).

На основі отриманих даних розроблений метод контролю стабільності процесів біологічного функціонування. Для даного методу важливим є розподіл отриманої інформації (за результатами вимірювального експерименту) на первинну (кількісно вимірювальну) та вторинну (якісно вимірювальну, представлену у формі логічних рішень).

Такий розподіл, з урахуванням отриманих емпіричних результатів дозволяє синтезувати методику, що розробляється, як послідовність двох базових інформаційних перетворень, що розбиті на послідовні елементарні етапи.

Етап 1. Первинне інформаційне перетворення.

- Отримання масивів об'ємом N результатів виміру (щомісячно) показників ЧСС для активного стану: навантаження 50 (масив $\{x_{1ji}\}$) та для навантаження 150 (масив $\{x_{2ji}\}$).

- Центрування та нормування отриманих масивів (формування множин $\{\dot{x}_{1ji}\}$ та $\{\dot{x}_{2ji}\}$).

- Дисперсійний аналіз уніфікованої моделі динаміки результатів вимірювань $\{\dot{x}_{eji}\}$, $e = \overline{1, 2}$.

- Отримання статистик Фішера Q_{HA} та Q_{HM} .

Етап 2. Вторинні інформаційні перетворення.

- Порівняння статистик Q_{HA} та Q_{HM} з відповідними критичними статистиками $F_{(KP)HA}$ та $F_{(KP)HM}$ та прийняття одного з двох альтернативних рішень по кожній з порівнюваних F -статистик Q_{HA} та Q_{HM} :

а) $\gamma_0^{(HA)}$: якщо $Q_{HA} < F_{(KP)HA}$ (гіпотеза H_0 не відкидається);

$\gamma_1^{(HA)}$: якщо $Q_{HA} \geq F_{(KP)HA}$ (гіпотеза H_0 відкидається, але не відкидається гіпотеза H_1);

б) $\gamma_0^{(HM)}$: якщо $Q_{HM} < F_{(KP)HM}$ (гіпотеза H_0 не відкидається);

$\gamma_1^{(HM)}$: якщо $Q_{HM} \geq F_{(KP)HM}$ (гіпотеза H_0 відкидається, але не відкидається гіпотеза H_1).

Розроблений метод використаний у семи вимірювальних тривалих експериментах для операторів у групах 11–14 учасників дослідження за сім років. Загальний об'єм вимірювань $N = 432$, достовірність методу $P \geq 0,902$, ризик першого роду $\alpha = 0,05$, ризик другого роду $\beta = 0,146$. Також проведено валідацію методу контролю біологічної стабільності.

Фактори глобальної (Q_{GH}) та локальної (Q_{LN}) неоднорідностей, що використані в розд. 1, формально можуть моделювати появу систематичних складових загального відхилення Δx_{ji} (математична модель (7)), яким відповідають середні квадрати відхилень \bar{P}_{GH} та \bar{P}_{LN} табл. 4 результатів дисперсійного аналізу.

При цьому необхідно зазначити:

а) середній квадрат \bar{P}_{GH} відповідає за появу (та зміну в часі на всьому інтервалі спостережень) систематичної похибки нуля відповідних засобів вимірювань біологічних показників;

б) середній квадрат $\bar{P}_{ЛН}$ відповідає за появу систематичної випадкової похибки, зумовленої сезонними змінами умов експлуатаційних засобів вимірювань.

Оскільки модель (7) є адитивною, відокремлення факторів неоднорідності від факторів біологічної нестабільності (за ефектом впливу на складові загального відхилення Δx_{ji}), то перевірка відсутності глобальної та локальної неоднорідностей може здійснюватися за F -статистиками Фішера $Q_{ГН}$ та $Q_{ЛН}$ (вираз (11)). Така перевірка — необхідне доповнення до методу контролю біологічної стабільності і фактично може розглядатися як метод валідації статистичної значущості рішень про відсутність біологічної нестабільності об'єктів, що контролюються в біомедичних експериментах.

У статистичному плані базовою процедурою валідації має бути тест на значимість, що використовує тільки основну гіпотезу H_0 : «глобальні та локальні неоднорідності відсутні».

Альтернативна гіпотеза (про наявність неоднорідностей) не повинна розглядатися, якщо у ролі неоднорідності виступають систематичні похибки засобів вимірювання. Це пов'язано з тим, що похибки — це тільки елемент множини з усіх можливих неконтрольованих факторних ефектів неоднорідності, яка може проявлятися в ході експерименту з двох боків:

а) неоднорідність відсутня — відсутня не тільки систематична похибка, але і всі інші елементи факторних ефектів проявів неоднорідностей;

б) неоднорідність присутня — є місце будь-якій з елементів факторних ефектів (не тільки систематичні похибки).

Варіант а) допустимий для уточнення основної гіпотези H_0 : систематичні похибки відсутні, якщо вимірювальний експеримент не має методичних метрологічних порушень.

Висновки про справедливість гіпотези H_0 строго однозначні, якщо гіпотеза H_0 справедлива, а ризик похибки задається фіксованим (наприклад, $\infty = 0,05$) плановим експериментом. Цей варіант значно кращий, оскільки дозволяє розширити уточнену основну гіпотезу, включивши до неї доповнення про відсутність метрологічних порушень $H_0^{(M)}$: відсутність систематичних похибок засобів вимірювань та відсутнє метрологічне порушення вимірювального експерименту.

Варіант б) характеризується повною апіорною невизначеністю щодо елементів неоднорідностей в множині їх факторних ефектів. Тестом для перевірки справедливості варіанта а) є тільки тест контролю на значимість [12].

Для валідації розробленого методу контролю біологічної стабільності розглянуто оптимізовану уніфіковану модель біомедичного дослідження (див. табл. 9, варіант 50 + 150, $L_{OPT} = 2$).

Методологічна основа процедури валідації цілком відповідає положенням міжнародного стандарту ISO 900:2005. Рішення $\gamma_0^{(M)}$ про справедливість гіпотези $H_0^{(HM)}$ враховує одночасне виконання умов

$$\begin{cases} Q_{ГН} < F_{(КР)ГН}, \\ Q_{ЛН} < F_{(КР)ЛН}, \end{cases} \quad (14)$$

для будь-якого з біологічних об'єктів, що тестуються ($F_{(КР)ГН}, F_{(КР)ЛН}$ — критичні F -статистики табл. 8 для $\infty = 0,05$).

Оскільки умови (31) повністю виконуються, можна стверджувати з достовірністю $P = 0,95$, що систематичні похибки та метрологічні порушення в тривалому біомедичному дослідженні відсутні.

Висновок

Проаналізовано факторний вплив на динаміку часових рядів результатів біомедичних вимірів та введено класифікацію видів такого впливу, що дозволяє врахувати ефекти неоднорідності та нестабільності об'єкта дослідження при оцінюванні стабільності функціонування біологічного об'єкта. Запропоновано математичну модель, що враховує глобальні та локальні тренди результатів вимірювання біомедичних показників та тренду мінливості даних результатів. Як приклад представлено результати обробки біомедичного показника, частоти серцевих скорочень, але запропонований підхід може використовуватися для обробки інших біомедичних результатів вимірювання, наприклад діастолічного та систолічного тиску, хвилинного об'єму дихання, температури, адаптаційного потенціалу тощо. Визначено рівняння для оцінювання кількості інформації про динамічні порушення та групи досліджуваних операторів. На основі підходу, щодо оптимізації уніфікованої ймовірнісної моделі для різних варіантів фізичних навантажень впродовж біомедичних досліджень визначено оптимальне навантаження за критерієм статистичної стійкості діагностичних рішень, що становить 50 Вт велоергометра. Визначено, що зазначеного навантаження достатньо для отримання F -статистики Q_{NA} , що дозволяє оцінити локальну адитивну нестабільність результатів часового ряду і характеризує порушення біологічної рівноваги досліджуваного об'єкта. Проаналізовано факторний вплив на динаміку часових рядів результатів біомедичних вимірів та введено класифікацію видів такого впливу (див. табл. 1). Розроблено часткову модель (5) та уніфіковану модель (29) ймовірнісної моделі результатів вимірювань, визначено інформативні параметри (11) у формі F -статистик Фішера, що несуть первинну інформацію про порушення біологічного функціонування. Отримано рівняння (24) для оцінювання кількості інформації про динамічні порушення для порівняння статистик Фішера за інформативністю. Розроблено методику оптимізації уніфікованої ймовірнісної моделі для різних варіантів фізичних навантажень впродовж біомедичного дослідження, за критерієм статистичної стійкості діагностичних рішень, а також метод контролю стабільності біологічного функціонування в тривалих біомедичних дослідженнях з урахуванням особливостей фізичного навантаження біологічних об'єктів. Розроблений метод статистичної валідації результатів тривалого біомедичного експерименту на їхню відповідність вимогам відсутності систематичних похибок вимірювань та метрологічних порушень.

O. Ivanets

ON FEATURES OF ESTIMATING FUNCTIONAL STATE OF THE OPERATOR UNDER UNCERTAINTIES

Olga Ivanets

National Aviation University, Kyiv,

olchik2104@ukr.net

The considered approach for assessing the stability of the functioning of a biological object, namely the body of operators, as a complex dynamic system exposed to the influence of external destabilizing factors, the effect of which is compensated by the adaptive reserves of the organism. To assess the stability of the functioning of the biological system based on the results of biomedical measurements, the stochasticity of the influence of time on the sequence of their measurements is taken into account, which is accompanied by the presence of trends of both general and local hidden regularity, it is the presence of these trends that characterizes the dynamics of the biological state. In the work, the results of biomedical measurements are considered as time series for determining the dynamics of behavior of data characteristics based on significant statistical data. Such an analysis of the ordered sequence of signal measurement results allows to determine the quantitative characteristics of the process that gave rise to this time series and allows to determine the probabilistic properties of the time series based on the regularities of the influence of time on the quantitative characteristics of the series, which are generated by both external sources of influence and internal processes in the body that depend from the stability of dynamic equilibrium processes of a biological object. The paper proposes a mathematical model that allows obtaining primary information about quantitative changes in the effects of heterogeneities and biological instability of the object of study, and also allows for the selection of secondary (diagnostic) information that is more sensitive for assessing violations of the dynamics of biological balance.

Keywords: biological object, stability of functioning, influence factors, time series, biomedical indicators, trend, quantity of information

ПОСИЛАННЯ

1. Apanasenko G.L. Problems of strategy of healthcare. *Saudi Journal of Medical and Pharmaceutical Sciences*. 2020. N 63. P. 265–268. DOI: 10.36348/sjms.2020.v06i03.002
2. Seely A. J. N. V. Christou multiple organ dysfunctions syndrome: exploring the paradigm of complex nonlinear systems. *Critical care medicine*. 2000. Vol. 28. N 7. P. 2193–2200.
3. Goldberger A.L., Amaral L.A., Hausdorff J.M., et al. Fractal dynamics in physiology: alterations with disease and aging. *Proceedings of the National Academy of Sciences. USA*. 2002. Vol. 99. P. 2466–2472. DOI: 10.1073/pnas.012579499
4. Deka D., Deka B. An improved multiscale distribution entropy for analyzing complexity of real-world signals. *Chaos, Solitons and Fractals*. 2022. Vol. 158. P. 112101. DOI: 10.1016/j.chaos.2022.112101
5. Marshall J.C. Complexity, chaos, and incomprehensibility: parsing the biology of critical illness. *Critical Care Medicine*. 2000. Vol. 28, N 7. P. 2646. DOI: 10.1097/00003246-200007000-0008
6. Norris P.R., Anderson S.M., Jenkins J.M. Heart rate multiscale entropy at three hours predicts hospital mortality in 3,154 trauma patients. *Shock*. 2008. Vol. 30, N 1. P.17–22. DOI: 10.1097/SHK.0b013e318164e4d0
7. Norris P.R. Morris J.A., Ozdas A.Jr. Heart rate variability predicts trauma patient outcome as early as 12 h: implications for military and civilian triage. *Journal of Surgical Research*. 2005. Vol. 129, N 1. P. 122–130. DOI: 10.1016/j.jss.2005.04.024
8. Kuzmin V.M., Khrashchevskyi R.V., Kulik M.S., Ivanets O.B., Zaliskyi M.Y., Petrova Y.V. Mathematical model for decision making system based on three-segmented linear regression. *Radio Electronics, Computer Science, Control*. 2022. Vol. 3. P. 38–49. DOI: 10.15588/1607-3274-2022-3-4
9. Щапов П.Ф. Оптимизация пространства информационных параметров на основе ковариационных моделей дисперсионного анализа. *Електротехніка і електромеханіка*. 2005. № 2. С. 59–62.
10. Щапов П.Ф., Качанов М.П. Информационные модели многопараметровых измерений при априорной неопределенности функции. *Системи обробки інформації*. 2004. № 2. С. 225–231.
11. Schapov P., Ivanets O., Kulakov P., Kosheva L. Increasing the reliability of diagnosis and control in the uncertainty of primary information. *Sustainable Transport and Environmental Safety in Aviation. Sustainable Aviation*. Springer, Cham. 2023. P. 13–36. DOI: 10.1007/978-3-031-34350-6_2
12. Kuzmin V., Zaliskyi M., Odarchenko R., Ivanets O., Shcherbyna O. Method of probability distribution fitting for statistical data with small sample size. *Proc. 10th International Conference on Advanced Computer Information Technologies*. 2020. P. 221–224.

Отримано 21.11.2023
Доопрацьовано 11.01.2024