DOI: 10.18372/2310-5461.46.14811

УДК 613.693(45)

П. Ф. Щапов, д-р техн. наук, проф.
Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут»
orcid.org/0000-0003-1917-0790
e-mail: shapov.p.f@gmail.com;

О. Б. Іванець, канд. техн. наук, доц.
Національний авіаційний університет
orcid.org/0000-0002-0897-4219
e-mail: olchik2104@ukr.net;

О. С. Севрюкова, наук. співроб.
Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут»
orcid.org/0000-0003-0047-2027
e-mail: Oksana.Sevriukova@khpi.edu.ua

ДИНАМІЧНІ ВЛАСТИВОСТІ ЧАСОВОГО РЯДУ РЕЗУЛЬТАТІВ БІОМЕДИЧНИХ ВИМІРІВ

Вступ

Будь-якій біологічний об'єкт, у тому числі і організм людини, має бути розглянутий як дифузійний об'єкт [1], що має непереборну (не усунену) невизначеність як в показниках біологічного функціонування, так і в параметрах, що відображають їхню динаміку в часі. Ця невизначеність ускладнюється і фактичною відсутністю апріорних знань про ймовірнісні властивості і показники і параметрів, причому вибір останніх визначається апріорі заданим видом математичної моделі динамічним змін. Необхідно враховувати і той факт, що будь-якій експеримент вимірювання, що оцінюється параметрами динамічної рівноваги біологічного об'єкта, неминуче використовує результат вимірювань, розподілений за часом [2]. Це означає, що окрім основних факторів, що цікавлять експериментатора необхідно враховувати і безліч факторів [3], що обурюють, породжуючи неоднорідність вимірювального експерименту у вигляді шумів та нестаціонарних дрейфів. Присутність останніх спотворює результати оцінювання гомеостазу, породжуючи зниження достовірності діагностичних рішень.

Постановка проблеми в загальному вигляді

Актуальною проблемою є підвищення достовірності оцінювання функціонального стану організму на основі дослідження параметричної моделі динаміки результатів вимірювань та її використання для односторонньої класифікації (контролю на значущість) локальних та глобальних порушень у функціональних моделях динамічної рівноваги біологічного стану.

Аналіз останніх досліджень і публікацій

Сьогодні існує багато діючих, а також створюються нові методики оцінювання стану здоров'я, адаптаційного потенціалу, поточного функціонального стану організму, але вони не об'єднані єдиною методологією застосування. Окремим завданням є врахування мінливості біологічного об'єкту за рахунок зовнішніх та внутрішніх впливів. Але мінливість результатів вимірювань біологічного об'єкту розподілених за часом, хоч і є ймовірнісною, несе певну інформацію про закономірності функціонування біологічного об'єкту, причому час — це непереборне факторне навантаження.

При тривалих біомедичних вимірюваних експериментах будь-які послідовні результати вимірювань є двомірними (за величиною та за часом) та мають розглядатися як часові ряди. Такій моделі опису первинної вимірювальної інформації необхідно надавати перевагу за трьома причинами [4]:

а) будучи експериментальною, ця інформація обмежена за обсягом вибіркових даних;

б) стохастичність впливу часу на послідовність результатів біомедичних вимірювань (при тривалих експериментах) завжди супроводжується наявністю трендів (загальних та локальних прихованих регулярностей), що характеризують динаміку біологічного стану;

в) на відміну від моделей дискретизованих імовірнісних процесів стохастичні часові ряди

© Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С., 2020

принципово нестаціонарні та неграничні на інтервалах спостережень, оскільки допускаються нерегулярні та випадкові факторні впливи на об'єкт дослідження.

Імовірнісні властивості стохастичного часового ряду, а відповідно, і моделі мінливості його значень визначаються закономірностями впливу часу на числові характеристики ряду — математичне очікування, дисперсію та ін.).

Такий вплив характеризується двома видами впливів: зовнішні, джерелами яких є різні неоднорідності експерименту, зумовлені порушенням його умов [3; 4]; внутрішні, що залежать від стабільності процесів динамічної рівноваги біологічного об'єкту [5; 6].

Мета статті

У роботі запропоновано вдосконалення існуючих методів оцінювання точності вимірювань біологічного об'єкту, послідовність результатів якого моделюється локально-нестаціонарними часовими рядами за рахунок розробки методу параметричного контролю стабільності процесів біологічного функціонування та знаходження порушень динамічної рівноваги біологічних об'єктів за результатами тривалих пасивних і активних біомедичних експериментів [6].

Виклад основного матеріалу дослідження

Як приклад в роботі оброблені результати експериментальних досліджень антарктичних полярників упродовж року. При цьому, обов'язковим є верифікація мінливості біологічного стану. Як такий показник обрано показник «Самопочуття» який формується за рахунок підбиття кількості скарг на погіршення стану здоров'я впродовж зазначеного року. При перебування на антарктичній станції проведений експеримент, що полягає у визначені біомедичних показників у стані спокою та при дії навантаження.

У дослідженні брали участь 12 антарктичних зимівників української антарктичної станції Академік Вернадський «Академік Вернадський» чоловічої статі. Для оцінки функціонального стану серця за допомогою спеціального апаратно-програмного комплексу «Ритмограф» у кожного зимівника протягом експедиції один раз на місяць реєструвалася ритмокардіограма у другому стандартному відведенні. В якості прикладу оброблені результати вимірювань трьох біомедичних показників для чотирьох варіантів фізичного навантаження. Функціональні проби з фізичним навантаженням використовуються переважно для оцінки функціонального стану і функціональних здібностей серцево-судинної системи операторів екстремальних видів діяльності. Під час дослідження проводилась велоергометрія з дозованим навантаженням (50 Вт, 100 Вт, 150 Вт) тривалістю 3 хв. У ході виконання роботи реєстрували частоту серцевих скорочень (ЧСС) та артеріальний тиск систолічний (АДС) та артеріальний тиск діастоличний (АДД) [6].

Дослідження інформаційних властивостей елементів імовірнісної моделі динаміки результатів вимірювань біологічного об'єкту можливе тільки за результатами багатовимірних (за безліччю біологічних об'єктів та часу) вимірювань у процесі тривалих біомедичних експериментів. Використанні біомедичні показники мають бути фізично однорідними та включати не менше трьох груп ($K \geq 3$) результатів послідовних вимірювань. Кількість останніх у кожній групі не має бути менше трьох ($n \geq 3$ для всіх $j = \overline{1, K}$), що забезпечує статистичні умови для формування локальних трендів (2.2). У свою чергу умови «$K \geq 3$» продиктовані мінімальним значенням числа ступенів вільності $V_3 = K - 2$ (при $K \geq 3$ отримаємо $V_3 \geq 1$) для фактору локальної неоднорідності $\Phi_{л.н.}$. Для посилення ефектів динаміки біологічного функціонування бажано використовувати не тільки пасивний експеримент (спостереження), але й варіанти активного експерименту (при фіксованих фізичних навантаженнях).

Таким чином можна відокремити наступні варіанти навантаження:

а) відсутність навантаження (пасивний режим «у спокої»),

б) три фіксовані послідовно збільшуючи рівні навантаження (три активних режими: «50 Вт», «100 Вт», «150 Вт»).

Параметри плану тривалого біомедичного експерименту:

$$N = 9, K = 3, n_1 = n_2 = n_3 = n = 3,$$

рівень значущості (ризик першого роду) $\alpha = 0,05$.#

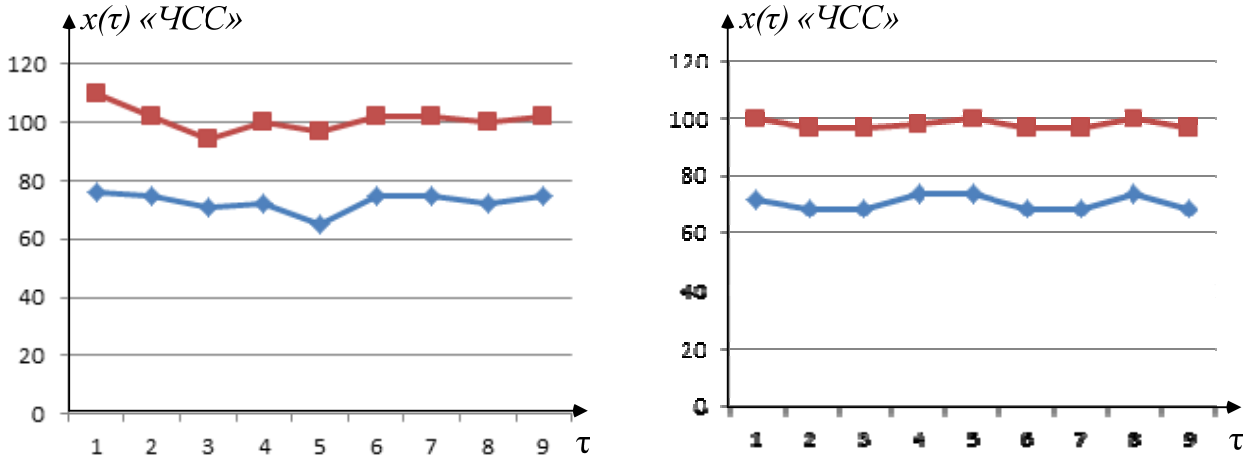
На рис. 1, *а*, *б* наведені часові ряди $x(\tau)$ для біомедичного показника X – «ЧСС» в функції часового параметру, τ — порядковий номер однократного вимірювання ($\tau = \overline{1, 9}$) у відповідному календарному місяці. Варіант а) відповідає об'єкту дослідження з максимальним (ц = 45) числом скарг на самопочуття. Варіант б) — з мінімальним (ц = 15) числом скарг (Y — імовірнісна величина, що моделює кількісно-якісний показник «самопочуття») [5].

У кожному з варіантів *а*, *б* є два рядка з позначенням «синій ромб» — відсутність

© Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С., 2020

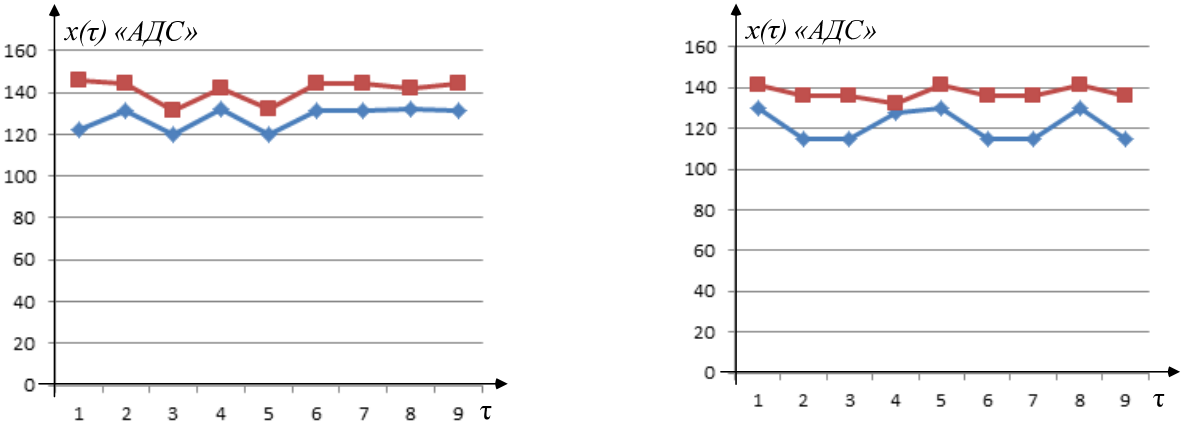
фізичного навантаження; «червоний квадрат» — навантаження «50 Вт».

На рис. 2 представлені часові ряди для тих самих об'єктів для показника артеріальний тиск систолічний (АТС), а на рис. 3 для показника артеріальний тиск діастолічний (АТД).



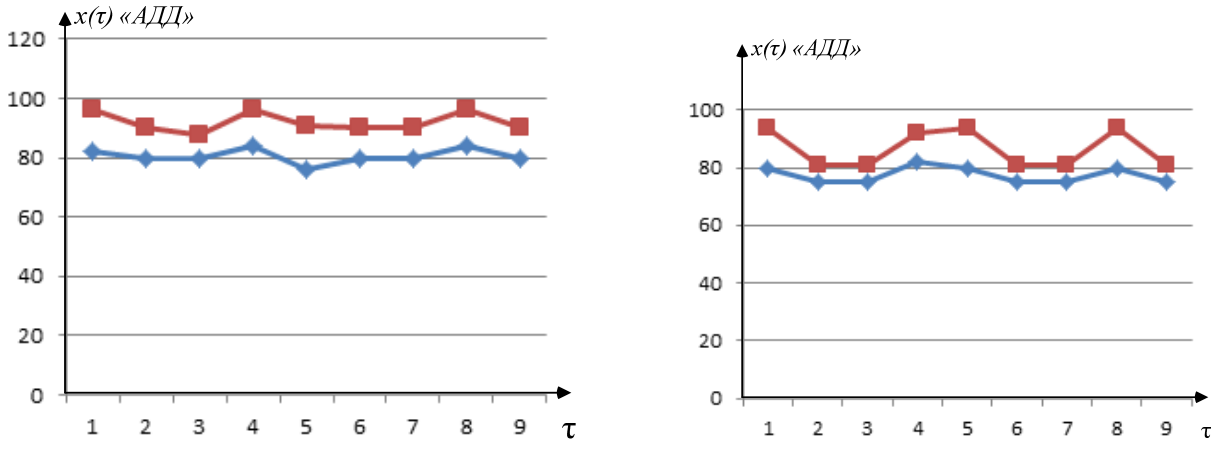
а *б*

Рис. 1. Часові ряди для показника частота серцевих скорочень:
а — для зимівника №1; *б* — для зимівника №12



а *б*

Рис. 2. Часові ряди для показника артеріальний тиск систолічний:
а — для зимівника №1; *б* — для зимівника №12



а *б*

Рис. 3. Часові ряди для показника артеріальний тиск діастолічний:
а — для зимівника №1; *б* — для зимівника №12

© Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С., 2020

Ефекти факторного впливу на динаміку результатів первинного вимірювання, розподілених на інтервалах усіх послідовних спостережень біологічного об'єкту такі: $\Phi_{г.н}$ — глобальна неоднорідність; $\Phi_{н.а}$ — фактор адитивної нестабільності (локальної); $\Phi_{л.н}$ — фактор локальної неоднорідності; $\Phi_{н.м}$ — фактор мультиплікативної нестабільності (локальної); $\Phi_{м.о}$ — фактор метрологічної однорідності.

Для порівняння факторних середніх квадратів даних факторів з метрологічним стабільним $\Phi_{м.о}$ використана відносна статистика дисперсійного відношення (F — статистика Фішера [7]), що несуть подвійне інформаційне навантаження:

а) дозволяє отримати первинну інформацію (непряму вимірювальну) інформацію про кількісні (у середньому) зміни ефектів неоднорідностей та нестабільності (біологічної);

б) надає можливість виділити інформаційну вторинну (діагностичну) інформацію, використовуючи F-статистику як критеріальну, при тестуванні ефектів на статистичну значущість при заданих ризиках.

Оскільки інформація, що цікавить дослідника (експериментатора) про порушення динаміки біологічного стану (гомеостазу) утримується в складових випадкових та систематичних відхиленнях результатів вимірювань x_{ji} від загального середнього $\overline{X}$ (фактично біомедичної норми), то є сенс провести розподіл повної дисперсії такого результату на відповідні складові. Таку можливість представляє математичний апарат дисперсійного аналізу для моделей кусочно-лінійної регресійної апроксимації (коваріаційного аналізу [7]).

Загальна модель (1) описує динаміку (зміни) математичного очікування для будь-яких значень часу (t_{ji}) при непереборних (тих, що не мають змоги бути усуненими) випадкових збурень (z_{ji} та ε_{ji}).

$$x_{ji} = \overline{X} + B_0(t_{ji} - \overline{t}) + \{(B_c - B_m)(\overline{t}_j - \overline{t}) + Z_j\} + \\ +(B_j - B_c)(\overline{t}_j - \overline{t}) + \varepsilon_{ji}. \quad (1)$$

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

Слід зазначити, що додаткові регресійні коефіцієнти B_m та B_c уведені аби компенсувати ймовірність параметрів $\overline{X}_j$ та B_j локальних трендів та виділити складові для моделі результатів вимірювань. Остання, в припущенні адитивності ефектів факторних впливів набуде вигляду зміщеної (складової) регресії, доповненої ймовірнісними збуреннями (1).

Визначимо змішану модель (1) як адитивну для п'яти складових:

$$\Delta x_{ji} = B_0(t_{ji} - \overline{t}) + (B_c - B_m)(\overline{t}_j - \overline{t}) + z_j\} + \\ +(B_j - B_c)(\overline{t}_j - \overline{t}) + \varepsilon_{ji}. \quad (2)$$

Уводимо позначення загальної суми квадратів відхилень x_{ji} від $\overline{X}$:

$$Q = \sum_{j=1}^{k}\sum_{i=1}^{n} \Delta x^2{}_{ji}.$$

Представимо, формально, загальний вираз дискретного розкладання суми Q на п'ять, відповідних складових моделі (2), доданків:

$$Q = Q_1 + Q_2 + Q_3 + Q_4 + Q_5. \quad (3)$$

Уведемо позначення для факторів, впливу, вказавши для них відповідний доданок з правої частини розкладання (3), табл. 1.

Таблиця 1

Фактори впливу та суми квадратів дисперсійного розкладання, що їм відповідають

Позначення фактору	Назва фактору	Сума квадратів (з індексацією факторної відповідності
$\Phi_{г.н}$	Глобальної неоднорідності	$Q_1 = Q_{г.н}$
$\Phi_{н.а}$	Нестабільності адитивної (локальної)	$Q_2 = Q_{н.а}$
$\Phi_{л.н}$	Локальної неоднорідності	$Q_3 = Q_{л.н}$
$\Phi_{н.м}$	Нестабільності мультиплікативної (локальної)	$Q_4 = Q_{н.м}$
$\Phi_{м.о}$	Метрологічної однорідності	$Q_5 = Q_{м.о}$

Використовуючи традиційний математичний апарат коваріаційного розкладання [7], модифікуємо останнє, з урахуванням змін числа ступенів вільності, суми квадратів та середнього квадрата відхилення для доданку $\Phi_{л.н}$, а результати нового дисперсійного розкладання наведемо в табл. 2.

© Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С., 2020

Таблиця 2

Результати дисперсійного аналізу ймовірнісної моделі (2)

Фактор впливу	Сума квадратів відхилення моделі	Число ступенів вільності	Середній квадрат
$\Phi_{\text{г.н}}$	$Q_{\text{г.н}} = \Theta_0 B_0^{\,2}$	$v_1 = 1$	$\bar{Q}_{\text{г.н}} = Q_{\text{г.н}}$
$\Phi_{\text{н.а}}$	$Q_{\text{н.а}} = \dfrac{\Theta_c \cdot \Theta_m}{\Theta_0}(B_c - B_m)^2$	$v_2 = 1$	$\bar{Q}_{\text{н.а}} = Q_{\text{н.а}}$
$\Phi_{\text{л.н}}$	$Q_{\text{л.н}} = \sum_{j=1}^{K} n_j [x_j - \bar{X} - B_m)(\bar{t}_j - \bar{t})]^2$	$v_3 = K - 2$	$\bar{Q}_{\text{л.н}} = \dfrac{Q_{\text{л.н}}}{K-2}$
$\Phi_{\text{н.м}}$	$Q_{\text{н.м}} = \sum_{j=1}^{K} Q_j (B_j - B_c)^2$	$v_4 = K - 1$	$\bar{Q}_{\text{н.м}} = \dfrac{Q_{\text{н.м}}}{K-1}$
$\Phi_{\text{м.о}}$	$Q_{\text{м.о}} = \sum_{j=1}^{K}\sum_{i=1}^{n_j} [x_{ji} - \bar{X}_j - B_j(t_{ji} - \bar{t}_j)]^2$	$v_5 = N - 2K$	$\bar{Q}_{\text{м.о}} = \dfrac{Q_{\text{м.о}}}{N-2K}$

Додаткові параметри табл. 2.

$$\begin{cases} \Theta_0 = \sum_{j=1}^{k}\sum_{i=1}^{n_j}(t_{ji} - \bar{t})^2; \\ \Theta_m = \sum_{j=1}^{K}(t_{ji} - \bar{t}_j)^2; \\ \Theta_c = \Theta_0 - \Theta_m; \\ \Theta_j = \sum_{i=1}^{H_j}(t_{ji} - \bar{t}_j)^2; \\ B_m = \dfrac{\sum_{j=1}^{K} n_j (\bar{X}_j - \bar{X})(\bar{t}_j - \bar{t})}{\Theta_m}; B_0 = \dfrac{\Theta_i \cdot B_c + \Theta_m \cdot B_m}{\Theta_0} \end{cases}$$

Середні квадрати $\bar{Q}_{\text{г.н}}$, $\bar{Q}_{\text{н.а}}$, $\bar{Q}_{\text{л.н}}$, та $\bar{Q}_{\text{н.м}}$ відображає абсолютні рівні неоднорідності та нестабільності ймовірнісної моделі, для якої проведено модифікацію, можуть бути використані для контролю на значущість відповідних факторних впливів.

Якісну оцінку значущості такого впливу можна отримати, якщо порівнювати перераховані середні квадрати з середнім квадратом $\bar{Q}_{\text{м.о}}$, кількісно відображає ступінь метрологічної однорідності результатів вимірювань. Така однорідність (відсутність метрологічного старіння) тим вище, чим менше середній квадрат $\bar{Q}_{\text{м.о}}$. Для порівняння факторних середніх квадратів $\bar{Q}_{\text{г.н}}$, $\bar{Q}_{\text{н.а}}$, $\bar{Q}_{\text{л.н}}$, та $\bar{Q}_{\text{н.м}}$ з метрологічним стабільним $\bar{Q}_{\text{м.о}}$ використовуючи відносно статистики дисперсійного відношення (F-статистики Фішера [2]):

$$\begin{cases} F_{\text{г.н}} = \bar{Q}_{\text{г.н}} \cdot \bar{Q}_{\text{м.о}}^{-1} \\ F_{\text{н.а}} = \bar{Q}_{\text{н.а}} \cdot \bar{Q}_{\text{м.о}}^{-1} \\ F_{\text{л.н}} = \bar{Q}_{\text{л.н}} \cdot \bar{Q}_{\text{м.о}}^{-1} \\ F_{\text{н.м}} = \bar{Q}_{\text{н.м}} \cdot \bar{Q}_{\text{м.о}}^{-1} \end{cases}.$$

Для порівняльного аналізу інформативності F-статистик відносно до змін біомедичного показника «Самопочуття» була використана лінійна модель прямого вимірювального перетворення [7] вигляду:

$$Y = a + b \cdot F, \qquad (4)$$

де Y — показник «Самопочуття», виражений кількісно на основі кількості скарг на погіршення самопочуття; F — значення F-статистики Фішера, що досліджується; a, b — постійні коефіцієнти.

© Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С., 2020

Модель (4) є лінійною регресією, що відображає стохастичний зв'язок між випадковими величинами Y і F та може бути представлений у формі лінійної функції [2]:

$$\hat{y}_\Gamma = \overline{Y} + R\frac{\sigma_y}{\sigma_f}(f_\Gamma - \overline{F}), \qquad (5)$$

де R — нормований коефіцієнт парної (між величинами Y і F) лінійної кореляції; $\hat{y}$ — лінійна регресія величини Y та F, як функція виміряних значень f_Γ величини F; $\overline{Y}$ і $\overline{F}$ — середнє значення величин y_Γ та f_Γ; r — порядковий номер біологічного об'єкта (зимівника), $r = \overline{1,m}$, (m — загальна кількість зимівників, що беруть участь у експерименті).

Для оцінювання кількості очікуваної вимірювальної інформації, що отримується за F-статистикою перетворюємо модель прямого вимірювання (5) в градуйовану характеристику [7]:

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

Модель (5) дозволяє оцінити кількість очікуваної вимірювальної інформації про рівень величини Y, що вимірюється за результатами оцінювання статистики F [2]

$$I = h_F - h_{F/f},$$

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

Для гаусівського розподілу величин f_Γ [1; 2] вираз диференціальних ентропій набуде вигляду:

$$\begin{cases} h_F = \ln\left(\sqrt{2\pi e}\,\sigma_f\right); \\ h_{F/f} = \ln\left\{\dfrac{\sqrt{2\pi e}\,\sigma_f \cdot \sigma_{\Delta f}}{\sqrt{\sigma_f^2 + \sigma_{\Delta f}^2}}\right\}, \end{cases} \qquad (6)$$

де $\sigma_{\Delta f}^2$ — залишкова дисперсія випадкових відхилень

$$\Delta f_\Gamma = f_\Gamma - \hat{f}_\Gamma. \qquad (7)$$

Дисперсійний аналіз зворотної лінійної регресій (4) дозволяє розкласти повну суму квадратів відхилень f_Γ від F [7]:

$$S = \sum_{\Gamma=1}^{m}(f_\Gamma - \overline{F})^2$$

на дві складові:

$$\begin{cases} S_1 = \sum\limits_{\Gamma=1}^{m}(\hat{f}_\Gamma - \overline{F})^2; \\ S_2 = \sum\limits_{\Gamma=1}^{m}(f_\Gamma - \hat{f}_\Gamma)^2. \end{cases}$$

Середні квадрати S_1 та S_2 цих складових:

$$\begin{cases} \overline{S}_1 = S_1; \\ \overline{S}_2 = S_2(m-2)^{-1} \end{cases}$$

є оцінками дисперсій:

$$\begin{cases} \sigma_f^2 = \overline{S}_1; \\ \sigma_{\Delta f}^2 = \overline{S}_2, \end{cases} \qquad (8)$$

що використовуються у виразах для диференціальних ентропій h_F та $h_{F/f}$.

Ураховуючи, що при функціональній діагностики складних динамічних об'єктів [2]:

$$R^2 = S_1 \cdot S^{-1}.$$

Отримаємо значення дисперсій у виразах (8) диференціальних ентропій, як лінійних функцій від R^2:

$$\begin{cases} \sigma_f^2 = S \cdot R^2; \\ \sigma_{\Delta f}^2 = \dfrac{S(1-R^2)}{m-2}. \end{cases} \qquad (9)$$

З урахуванням дисперсій (8) та виразів (6), (7) кількість очікуваної інформації (в одиницях «нат») буде визначатися наступним рівнянням:

$$I = \ln\sqrt{1 + \frac{R^2}{1-R^2}\cdot(m-2)}\,(\text{нат}), \qquad (9)$$

для будь-якої з досліджуваних F-статистик.

Одиниці «нат» використані як одиниці виміру інформації для вимірювання інформаційної ентропії, що визначається за натуральним логарифмом на відміну від «біт» або «тріт» та інших одиниць виміру інформації. Так «нат» більше «біт» але менше «тріта». Формально:

$$1\text{ нат} = \log_2 e \approx 1{,}44\text{ біт};\ 1\text{ тріт} \approx \log_2 3 = 1{,}58\text{ біт}.$$

Рівняння (9) показує, що будь-яке збільшення коефіцієнта кореляції між відповідною F-статистикою та кількістю скарг на самопочуття завжди призводить до збільшення кількості інформації про динамічні властивості часового ряду результатів біомедичних вимірів.

У табл. 3 наведені результати розрахунку F-статистик за початковими даними, а також, оцінки (за вибіркою m = 12) коефіцієнтів кореляції R_Γ з урахуванням експериментальних даних.

© Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С., 2020

Таблиця 3

Результати розрахунку значень F-статистик Фішера та коефіцієнтів їх кореляції *R* з даними про самопочуття зимівників (для останніх проведено ранжування за ступенем покращення самопочуття) з біомедичним показником – ЧСС

	Стан спокою				[н]авантаження 50 Вт			
	$\Phi_{г.н}$	$\Phi_{н.а}$	$\Phi_{л.н}$	$\Phi_{н.м}$	$\Phi_{г.н}$	$\Phi_{н.а}$	$\Phi_{л.н}$	$\Phi_{н.м}$
F-стат. для №1	0,003593	0,032	1,198	0,44	1,5	6	1,8 1	0,95
F-стат. для №12	0,008955	1,513	1,075	0,425	0,069	0,617	0,057	0,3
R	–0,38394	–0,0018	0,2608	0,1757	0,0337	0,6507	0,5695	0,554

Аналогічно проведені розрахунки F-статистик та кореляцій *R* для показників АДС та АДД.

Оцінка інформативності F-статистик проведена з урахуванням двох умов.

Перша умова — коефіцієнт кореляції *R* має бути позитивний, що дозволяє тестувати (контролювати на значущість F-статистик) рівень біологічної нестабільності об'єкта дослідження.

Друга умова — сам коефіцієнт кореляції має статистично значно відрізнятися від нуля. Останнє можливо, якщо виконується умова:

$$R \geq R_{кр},$$

де критичне значення розраховується за рівнянням [7]:

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

Критичне значення F-статистики $F_{1,m-2,\alpha}$ є верхньою границею α відсотковою точкою F-розподілу Фішера – Снедекора з одною та $(m-2)$ ступенями вільності (α — рівень значущості, що задається при тестуванні коефіцієнта кореляції *R*). Для $\alpha = 0,05$ та $\alpha = 0,1$ значення $R_{кр}$ такі:

$$\begin{cases} \alpha = 1,05,\ R_{кр(0,05)} = 0,5758; \\ \alpha = 0,1,\ R_{кр(0,1)} = 0,497. \end{cases}$$

Аналіз отриманих результатів (див. табл. 2.) був проведений для двох рівнів значущості: $\alpha = 0,05$ та $\alpha = 0,1$ (достовірність висновків, відповідно $P = 0,95$ та $P = 0,9$).

1. Для $P = 0,9$ статистично значущими є кореляції

$$R_{н.а} = 0,6506,\ R_{л.н} = 0,5695,\ R_{н.м} = 0,5540$$

(навантаження в активному експерименті «50 Вт»; біомедичний показник — ЧСС).

Для навантаження «150 Вт» значущою є кореляція $R_{н.а} = 0,5482$.

2. Для $P = 0,95$ значущою є кореляція $R_{н.а} = 0,6506$ навантаження «50 Вт», ЧСС).

Примітка — індекс при коефіцієнті кореляції відповідає індексу досліджуваної F-статистики.

3. Тільки для першого зимівника, який має максимальну кількість скарг (45) на самопочуття F-статистики $F_{н.а} = 6$ та $F_{н.м} = 10,95$. Її критичне значення $F_{к.р(н.м)} = 10,13$.

У табл. 4 наведені результати розрахунків кількості інформації за рівнянням (9) для коефіцієнтів кореляції *R* статистик Фішера (показник — ЧСС, навантаження «50 Вт».

Таблиця 4

Результати розрахунку інформації (в натах) для F-статистики за показником – ЧСС на навантаження «50 Вт»

Інформаційний параметр	*F*-статистики			
	$\Phi_{г.н}$	$\Phi_{н.а}$	$\Phi_{л.н}$	$\Phi_{н.м}$
R	0,2579	0,5482	0,3470	0,5301
I (нат)	0,2689	0,9199	0,4314	0,7953

Висновки

Проведено аналіз ефектів факторного впливу на динаміку часових рядів результатів біомедичних вимірювань, що дозволило визначити інформативні параметрі у вигляді F-статистики Фішера, що несуть первинну інформацію про порушення функціонування біологічного об'єкта. Для порівняння статистик Фішера за інформативністю отримано рівняння (9) для оцінювання кількості інформації про біологічні порушення об'єкта, що досліджується що надає змогу ефективно використовувати параметричну модель динаміки результатів вимірювань для односторонньої класифікації (контролю на значущість) локальних та глобальних порушень у функціональних моделях динамічної рівноваги біологічного стану.

ЛІТЕРАТУРА

1. **Орнатский П. П.** Теоретические основы информационно-измерительной техники. К.: Вища школа, 1983. 455 с.

© Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С., 2020

2. **Щапов П. Ф.**, Аврунін О. Г. Повішение достоверности контроля и діагностики объектов в условиях непределённости: монография. Харьков: ХНАДУ. 2011. 192с.

3. **Ivanets O. B.**, Kosheva L.O. Approach to the Evaluation of the Functional State of the Human Body Taking into Account the Variability of Medical and Biological Indicators. Proceeding of CAOL*2019 International Conference on Advanced Optoelectronics and Lasers with UM*2019 XVI Scientific Workshop *"Measurement Uncertainty: Scientific, Normative, Applied and Methodical Aspects"* (Sozopol, Bulgaria. September 6 – 8, 2019). 2019. P. 661-665. #978-1-7281-1814-7/19/31.00 c 2019 IEEE.

4. **Малайчук В. П.,** Мозговой А. В. Обработка многомерных нестационарных случайных пространственно-временных рядов в задачах мониторинга. *Методи та прилади контролю якості*. Івано-Франківськ. 2005. № 15. С. 90–93.

5. **Kuzovik V. D.,** Bulygina O. V., Ivanets O. B., Gerasymova I. G., Sopivnyk R. V., Omiotek Z., Kozbakova A. Methodology for flight crew psycho-physiological status forecasting. Proceedings Volume 11176. *Photonics Applications in Astronomy, Communications, Industry, and High-Energy Physics Experiments 2019* (25 May – 2 June 2019, Wilga, Poland). 2019. 111762E.
Doi.org/10.1117/12.2536416

6. **Ivanets O.**, Kuzovyk V., Bulyhina O. Onykiienko Y., Kolesnic P., Wojcik W., Nuradilova D. Complex assessment of the fight crew's psychophysiological state. *Information technology in Medical Diagnostics II.*- 2019. P. 77–85. Doi.org/10.1201/9780429057618.
ISBN 9780367177690.

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

8. **Чинков** В.М. Основи метрології та вимірювальної техніки: [навч. посібн.] [2-е вид., перероб. і доп.]. Х.: НТУ «ХПІ», 2005. 524 с.

Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С.

ДИНАМІЧНІ ВЛАСТИВОСТІ ЧАСОВОГО РЯДУ РЕЗУЛЬТАТІВ БІОМЕДИЧНИХ ВИМІРІВ

В роботі розроблена та досліджена параметрична модель динаміки результатів вимірювань та запропоновано її використання для односторонньої класифікації (контролю на значимість) локальних та глобальних порушень у функціональних моделях динамічної рівноваги біологічного стану. Вдосконалено існуючі методи оцінювання точності вимірювань, послідовність результатів яких моделюється локально-нестаціонарними часовими рядами. Розроблена ймовірнісна модель результатів вимірювань розподілених в часі з урахуванням стохастичного впливу факторів неоднорідності умов експериментів та біологічної нестабільності досліджуваного об'єкту. Проведений аналіз адитивних та мультиплікативних елементів ймовірнісної моделі, що відповідає за її глобальні та локальні зміни. Досліджені інформаційні властивостей елементів ймовірнісної моделі та статистичного синтезу її інформативних параметрів. Розроблений метод параметричного контролю стабільності процесів біологічного функціонування та знаходження порушень динамічної рівноваги біологічних об'єктів за результатами тривалих пасивних і активних біомедичних експериментів. Проведене оцінювання достовірності контролю як біологічної стабільності об'єкту дослідження так і метрологічною однорідністю всього біомедичного вимірювального експерименту. Проведені розрахунки інформативності параметрів для F-статистики за медико-біологічними показниками експериментальних досліджень антарктичних зимівників 21 антарктичної експедиції. Оброблені результати пасивних та активних експериментів з навантаженням та здійснена перевірка запропонованої моделі на адекватність.

Ключові слова: функціональний стан; часові ряди; F-статистика; тренди; факторний вплив.

Schapov P., Ivanets O., Sevriukova O.

DYNAMIC PROPERTIES OF THE TIME SERIES OF BIOMEDICAL MEASUREMENT

The paper develops and investigates a parametric model of the dynamics of measurement results and proposes its use for unilateral classification (control of significance) of local and global disturbances in functional models of the dynamic equilibrium of the biological state. Existing methods for estimating the accuracy of measurements have been improved, the sequence of results of which is modeled by local-nonstationary time series. A probabilistic model of time-distributed measurement results has been developed, taking into account the stochastic influence of factors of inhomogeneity of experimental conditions and biological instability of the studied object. The analysis of additive and multiplicative elements of the probabilistic model, which is responsible for its global and local changes, is carried out. The information properties of the elements of the probabilistic model and the statistical synthesis of its informative parameters are investigated. A method of parametric control of the stability of the processes of biological functioning and finding disturbances of the dynamic equilibrium of biological objects by the results of long-term passive and active biomedical experiments has been developed. The assessment of the reliability of the control of both the biological stability of the object of study and the metrological homogeneity of the entire biomedical measurement experiment. Calculations the information's parameters for F statistics on medico-biological indicators of experimental researches of Antarctic winterers of 21 Antarctic expeditions are carried out. The results of passive and active load experiments were processed and the proposed model was tested for adequacy.

Keywords: functional state; time series; F-statistics; trends; factor influence.

© Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С., 2020

Щапов П. Ф., Иванец О. Б., Севрюкова О. С.

ДИНАМИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ РЕЗУЛЬТАТОВ БИОМЕДИЦИНСКИХ ИЗМЕРЕНИЙ

В работе разработана и исследована параметрическая модель динамики результатов измерений и предложены ее использования для односторонней классификации (контроля значимость) локальных и глобальных нарушений в функциональных моделях динамического равновесия биологического состояния. Усовершенствована существующие методы оценки точности измерений, последовательность результатов которых моделируется локально-нестационарными временными рядами. Разработана вероятностная модель результатов измерений, распределенных во времени с учетом стохастического влияния факторов неоднородности условий экспериментов и биологической нестабильности исследуемого объекта. Проведенный анализ аддитивных и мультипликативных элементов вероятностной модели, отвечает за ее глобальные и локальные изменения. Исследованы информационные свойств элементов вероятностной модели и статистического синтеза ее информативных параметров. Разработанный метод параметрического контроля стабильности процессов биологического функционирования и нахождения нарушений динамического равновесия биологических объектов по результатам длительных пассивных и активных биомедицинских экспериментов. Проведенная оценка достоверности контроля как биологической стабильности объекта исследования, так и метрологической однородностью всего биомедицинского измерительного эксперимента. Проведенные расчеты информативности параметров для F статистики по медико-биологическим показателям экспериментальных исследований антарктических зимовщиков 21 антарктической экспедиции. Обработанные результаты пассивных и активных экспериментов с нагрузкой и осуществлена проверка предложенной модели на адекватность.

Ключевые слова: функциональное состояние; временные ряды; F-статистика; тренды; факторное влияние.

Стаття надійшла до редакції 25.04.2020 р.
Прийнято до друку 08.06.2020 р.

© Щапов П. Ф., Іванець О. Б., Севрюкова О. С., 2020