

АВТОМАТИКА ТА ІНФОРМАЦІЙНО- ВИМІРЮВАЛЬНА ТЕХНІКА

УДК 519.22/.25:615. — 7

В. М. Лисогор, д. т. н., проф.;

А. І. Власюк, к. т. н.;

С. А. Яремко

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ ОЦІНКИ ВПЛИВУ СУТТЄВИХ ФАКТОРІВ НА СТАН ЗДОРОВ'Я ЛЮДИНИ ДЛЯ СИСТЕМ МЕДИЧНОГО ТЕЛЕМОНІТОРИНГУ

Побудовано математичну модель оцінки впливу суттєвих факторів на стан здоров'я людини. Описано планування і проведення повного факторного експерименту, а також перевірку його відтворення. Отримано математичні функції відгуку при дослідженні 12-ти меридіанів акупунктурної системи людини. Здійснено перевірку статистичної значимості вибіркового коефіцієнта регресії і адекватності математичного опису. Зроблено висновки про суттєвість впливу кожного з досліджуваних факторів та можливість застосування результатів досліджень для підвищення ефективності діагностування функційного стану здоров'я людини.

Вступ

Наукові дослідження [1] в напрямку дистанційного спостереження за станом здоров'я людини за допомогою віртуальних систем діагностики у мережі Internet показали, що дані системи дозволяють не тільки отримати миттєвий зріз функційного стану людини, а й виявляти на ранніх стадіях захворювання серцево-судинної, дихальної, травної та ендокринної систем. Крім того, процес діагностування здійснюється без відвідування спеціалізованих медичних закладів, що в свою чергу дозволяє економити час та кошти. Системи телемоніторингу відрізняються базовою медичною технологією, яка і визначає їх основні параметри. На даний час більшість таких систем базуються на методах Давньосхідної медицини, які дають можливість діагностувати стан здоров'я людини в цілому, враховуючи взаємозв'язок усіх систем і органів. Проте кожний метод має свої переваги і недоліки, які значно впливають на процес діагностування. Аналіз методів діагностування стану здоров'я людини та вибір найоптимальніших для використання у системах телемоніторингу здійснений у [2]. Так, методи Су-Джок та чакральної діагностики, завдяки зручності у визначенні топографії вимірюваних точок, можливості автоматизації процесу тестування та найменшій технологічній складності, є найпридатнішими для систем медичного телемоніторингу.

Постановка задачі

Оптимальні параметри медичних технологій дають змогу провести якісний телемоніторинг функційного стану людини. Проте для прийняття рішення про стан здоров'я людини необхідна адекватна оцінка даних діагностування. Тому побудова математичної моделі оцінки впливу суттєвих факторів на стан здоров'я людини є актуальною темою наукових досліджень. Основною метою математичного моделювання є отримання функціональної залежності між керованими факторами та математичним очікуванням випадкової величини.

Основний результат

Для побудови математичної моделі був проведений повний факторний експеримент (ПФЕ), метою якого було визначення впливу суттєвих керованих факторів [3]. Об'єктом дослідження є організм людини, який характеризується дифузністю та невідтворюваністю, викликаними цілим рядом зовнішніх і внутрішніх чинників. Були обрані такі суттєві фактори: стать, вік та артеріальний тиск. Кожний із факторів варіював на таких рівнях: стать людини x_1^1 — жіноча, x_1^2 — чоловіча; вік людини (згідно з по-

ложеннями вікових особливостей вегетативного гомеостазу для працездатного населення [4]) x_2^1 — 16...20 років, x_2^2 — 21...50 років; артеріальний тиск x_3^1 — в межах фізіологічної норми, x_3^2 — за межами фізіологічної норми [5]. Загальну кількість дослідів повного факторного експерименту для дослідження впливу k факторів, кожний з яких має два рівня впливу, було визначено за формулою $n = 2^k$. Отже, в нашому випадку вона склала $2^3 = 8$ дослідів.

В процесі планування експерименту було здійснено перетворення розмірених керованих факторів у безрозмірні нормовані $z_i = (x_i - x_{i0})/\Delta x_i$, що дало змогу спростити запис матриці планування ПФЕ, оскільки верхні та нижні рівні варіювання $z_{iв}$ та $z_{iн}$ у відносних одиницях дорівнюють +1 та -1 незалежно від фізичної природи факторів, значень основних інтервалів варіювання факторів Δx_i .

Для розглядуваної трифакторної задачі теоретичне рівняння регресії відносно нормованих факторів набуло вигляду

$$M\{Y\} = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i z_i + \sum_{\substack{i,l=1 \\ i < l}}^3 \beta_{il} z_i z_l + \beta_{123} z_{123} \quad (1)$$

Оскільки зміна вихідної величини Y носить випадковий характер, виникла можливість визначити вибіркові коефіцієнти регресії b_i, b_{il} для оцінювання теоретичних коефіцієнтів β_i, β_{il} .

Процес знаходження математичної моделі методом ПФЕ згідно з [6] складався з етапів:

- планування експерименту;
- проведення експерименту на об'єкті дослідження;
- перевірки відтворення (однорідності вибіркових дисперсій s_j^2) експерименту;
- отримання математичної моделі об'єкта з перевіркою статистичної значимості вибіркових коефіцієнтів регресії;
- перевірки адекватності математичного описання.

Планування експерименту

Матриця планування експерименту будувалась згідно з [3, 6] в такій послідовності:

Кожний i -й рядок матриці повинен був містити набір координат z_{ij} точки, в якій проводиться дослідження j -го фактора в i -му досліді ($j = 1, 2, \dots, k, i = 1, 2, \dots, n$).

Вводилась фіктивна змінна $z_0 = +1$.

Оскільки змінні z_i набували лише значень +1 та -1, всі взаємодії z_i, z_l ($i, l = 1, 2, 3; i \neq l$) набували саме таких значень.

В першому рядку ($i = 1$) всі керовані фактори вибирались на нижньому рівні, тобто $z_i = -1$. Подальші i -ті варіанти змінювання факторів при складанні матриці планування вибирались так, щоб при порядковому перебиранні всіх варіантів частота змінювання знаку факторів для кожного подальшого фактора z_{i+1} була вдвічі менша, ніж для попереднього z_i . Три стовпці керованих факторів утворили план експерименту, а інші стовпці отримувались перемноженням відповідних значень керованих факторів і були необхідні для розрахунку відповідних коефіцієнтів при взаємодіях.

Таким чином, побудована матриця планування для трифакторного експерименту набула вигляду (табл. 1).

Таблиця 1

Матриця планування ПФЕ 2^3

i	z_0	z_1	z_2	z_3	$z_1 z_2$	$z_1 z_3$	$z_2 z_3$	$z_1 z_2 z_3$
1	+1	-1	-1	-1	+1	+1	+1	-1
2	+1	+1	-1	-1	-1	-1	+1	+1
3	+1	-1	+1	-1	-1	+1	-1	+1
4	+1	+1	+1	-1	+1	-1	-1	-1
5	+1	-1	-1	+1	+1	-1	-1	+1
6	+1	+1	-1	+1	-1	+1	-1	-1
7	+1	-1	+1	+1	-1	-1	+1	-1
8	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1

Проведення експерименту на об'єкті дослідження

Оскільки зміна відгуку Y носить випадковий характер, в кожній точці необхідно було провести

m паралельних дослідів, результати яких усереднювались за формулою

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{m} \sum_{g=1}^m Y_{ij}. \tag{2}$$

Для даного експерименту було обрано кількість паралельних дослідів $m = 3$. Перед реалізацією плану експерименту, необхідно було рандомізувати варіанти проведення дослідів у часі, щоб уникнути появи систематичної похибки у визначенні параметра оптимізації. Це було здійснено за допомогою таблиці рівномірно розподілених випадкових чисел. Таким чином ми визначили послідовність реалізації варіантів в $n \times m$ дослідах. В нашому випадку ми мали $8 \cdot 3 = 24$ досліди. В таблиці рівномірно розподілених випадкових чисел були довільно обрані стовпці та виписані з них числа від 1 до 24. В результаті була отримана така послідовність: 5, 17, 23, 15, 8, 18, 2, 7, 11, 4, 14, 19, 13, 6, 16, 1, 9, 12, 21, 10, 20, 22, 3, 24. Оскільки згідно з матрицею планування було отримано 8 варіантів, віднімаючи від кожного числа, що є більшим 8, число 8, отримали остаточну послідовність проведення дослідів: 5, 1, 7, 8, 2, 2, 7, 3, 4, 6, 3, 5, 6, 8, 1, 1, 4, 5, 2, 4, 6, 3, 8. Таким чином, після створення плану експерименту, наступним кроком було безпосереднє проведення досліджень.

Для оцінки впливу обраних факторів на функційний стан здоров'я людини дослідження проводились у осіб віком від 16 до 50 років, чоловічої та жіночої статі з нормальними та патологічними показниками артеріального тиску. Експеримент здійснювався у Вінницькому медичному центрі «Знання» під керівництвом кваліфікованого персоналу. Дані кожного досліду фіксувались у спеціальній карті [7], де вказувалися: дата, час, параметри стану навколишнього середовища та відомості про досліджувану особу. Показники знімалися із 12-ти репрезентативних точок головних меридіанів акупунктурної системи людини на вказівному та середньому пальцях лівої та правої руки за методом Су-Джок (рис. 1). Даний метод був застосований у зв'язку із рядом переваг, серед яких зручність у визначенні топографії вимірювальних точок та найменша технологічна складність в порівнянні з іншими методами діагностування функційного стану здоров'я людини. При проведенні досліджень використано вимірювальний прилад «ВІТА-01-М» з приведеною адитивною похибкою нуля $\gamma_0 = 2,5$ і двома діапазонами вимірювання: $X_1 = 10$ мкА, $X_2 = 50$ мкА.

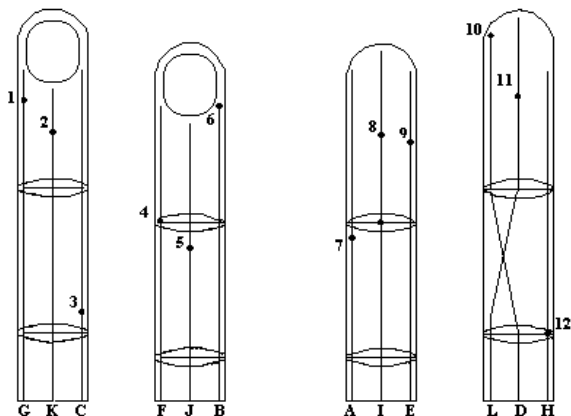


Рис. 1. Топологія репрезентативних точок за методом Су-Джок

Для зведення результатів спостережень до єдиного вигляду згідно з [8] здійснено перехід до відносних одиниць за формулою

$$Y_i = \frac{y_i}{\sum_{i=1}^n y_i} \cdot 100 \%, \tag{3}$$

де Y_i — активність i -го меридіана (відносне значення); y_i — значення i -ї величини інформативного параметра репрезентативних точок (абсолютне значення); n — кількість досліджуваних меридіанів.

Пронормовані та усереднені результати вимірювань 12-ти меридіанів у досліджуваних осіб відповідно до варіантів подані в таблиці 2.

Таблиця 2

Пронормовані та усереднені значення показників активності меридіанної системи людини

№ вар.	\bar{Y}_1	\bar{Y}_2	\bar{Y}_3	\bar{Y}_4	\bar{Y}_5	\bar{Y}_6	\bar{Y}_7	\bar{Y}_8	\bar{Y}_9	\bar{Y}_{10}	\bar{Y}_{11}	\bar{Y}_{12}
1	7,78	9,11	7,66	9,98	9,37	6,66	7,01	10,04	9,87	8,66	8,20	5,64
2	5,47	7,67	11,26	8,43	9,76	8,26	6,97	10,45	9,80	8,12	8,57	7,57
3	7,61	5,25	5,43	7,82	8,68	9,78	7,61	13,35	10,69	8,35	8,21	6,88
4	9,09	8,01	8,53	10,61	9,26	6,35	8,34	9,78	8,92	4,73	8,49	7,92
5	8,44	9,36	8,96	8,00	7,48	8,57	8,18	8,49	9,10	7,19	8,23	8,68
6	9,00	9,04	7,31	8,54	7,00	9,31	9,32	7,15	8,11	9,32	7,61	8,30
7	9,75	9,38	7,15	5,62	8,37	9,51	11,22	9,91	7,48	7,24	5,97	8,29

№ вар.	\bar{Y}_1	\bar{Y}_2	\bar{Y}_3	\bar{Y}_4	\bar{Y}_5	\bar{Y}_6	\bar{Y}_7	\bar{Y}_8	\bar{Y}_9	\bar{Y}_{10}	\bar{Y}_{11}	\bar{Y}_{12}
8	8,73	8,89	8,11	8,68	7,77	9,35	8,48	8,49	7,28	7,39	8,20	8,49

Перевірка відтворюваності експерименту

Після проведення експерименту та первинної обробки результатів вимірювання було перевірено гіпотезу про рівність генеральних дисперсій $\sigma^2 \{Y_1\} = \sigma^2 \{Y_{21}\} = \dots = \sigma^2 \{Y_n\}$ за формулою

$$s^2_i = \frac{1}{m-1} \sum_{g=1}^m (Y_{ji} - \bar{Y}_i)^2 \tag{4}$$

Оскільки всі оцінки дисперсій отримані за вибірками однакової кількості паралельних дослідів $m = 3$, кількість ступенів свободи для всіх склала: $v_{\text{ВІДТ}} = m - 1 = 2$.

Для перевірки гіпотези про однорідність оцінок s^2_i дисперсій використано критерій Кохрена, який оснований на законі розподілу відношення максимальної оцінки дисперсії до суми всіх зіставлених оцінок дисперсій

$$G = \frac{\max \{s^2_i\}}{\sum_{i=1}^n s^2_i \{Y\}} \tag{5}$$

Результати обчислення критерію Кохрена за даними вимірювання показників активності 12-ти меридіанів наведені в таблиці 3.

Таблиця 3

Результати розрахунку критерію Кохрена на основі визначеної максимальної оцінки дисперсії та суми всіх зіставлених оцінок дисперсій

	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8	Y9	Y10	Y11	Y12
$\max \{s^2_i\}$	11,17	6,54	10,64	6,22	6,97	10,03	5,95	12,88	2,60	7,49	2,41	2,79
$\sum_{i=1}^n s^2_i \{Y\}$	28,07	19,06	23,84	19,45	25,75	30,66	16,93	42,39	11,49	27,33	7,88	12,65
G	0,4	0,34	0,45	0,32	0,27	0,33	0,35	0,3	0,23	0,27	0,31	0,22

З таблиці розподілу критичних значень для $v_{\text{ВІДТ}} = 2$, $v_{2\text{ВІДТ}} = 8$ та вибраного рівня значимості 0,95 було знайдене $G_{\text{кр}} = 0,5157$. Як видно з таблиці 3, обчислені за даними експерименту емпіричні значення критерію G виявились меншими за критичне значення $G_{\text{кр}}$. Це свідчить про те, що гіпотеза про однорідність вибіркових дисперсій відповідає результатам спостережень. При цьому всю групу дисперсій s^2_i можна вважати оцінками для однієї і тієї ж генеральної дисперсії $\sigma^2 \{Y\}$ відтворюваності експерименту, звідки найкраща її оцінка має вигляд

$$s^2_{\text{ВІДТ}} \{Y\} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n s^2_i \{Y\} \tag{6}$$

з кількістю ступенів вільності $v = n(m - 1)$.

Побудова математичної моделі

Для отримання математичного опису функції відгуку, необхідно було визначити незалежні оцінки b_0, b_j, b_{ij} відповідних коефіцієнтів $\beta_0, \beta_j, \beta_{ij}$, тобто $b_0 \rightarrow \beta_0, b_1 \rightarrow \beta_1, b_2 \rightarrow \beta_2, b_3 \rightarrow \beta_3$. Ці оцінки знаходились з відповідних виразів

$$b_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_0 \bar{Y}_i; \tag{7}$$

$$b_j = \sum_{i=1}^n \bar{Y}_i z_{ij} / n, \quad j = 0, 1, 2, \dots, k; \quad i = 1, 2, \dots, n. \tag{8}$$

$$b_{iI} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n z_{ij} z_{Ij} \bar{Y}_i, (i = 1, 2, \dots, m; i \neq I). \tag{9}$$

Отримані за допомогою виразів (7—9) незалежні оцінки відображені в таблиці 4.

Таблиця 4

Результати визначення коефіцієнтів математичного опису функцій відгуку

	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8	Y9	Y10	Y11	Y12
b_0	8,21	8,30	7,98	8,42	8,40	8,43	8,35	9,62	8,84	7,59	7,88	7,68
b_1	-0,16	0,06	0,74	0,60	-0,03	-0,15	-0,11	-0,72	-0,38	-0,21	0,29	0,35
b_2	0,57	-0,44	-0,72	-0,27	0,09	0,28	0,53	0,67	-0,30	-0,71	-0,21	0,19
b_3	0,76	0,86	-0,11	-0,71	-0,77	0,75	0,94	-1,13	-0,85	0,18	-0,39	0,75
$b_1 b_2$	0,29	0,53	0,32	0,89	0,05	-0,71	-0,36	-0,44	-0,05	-0,61	0,39	-0,01
$b_1 b_3$	0,06	-0,25	-0,90	0,31	-0,23	0,31	-0,28	0,04	0,09	0,79	0,13	-0,38
$b_2 b_3$	-0,30	0,42	0,48	-0,28	0,35	-0,02	0,03	0,04	-0,30	0,25	-0,19	-0,22
$b_1 b_2 b_3$	-0,70	-0,59	0,32	-0,27	-0,10	0,47	-0,62	0,40	0,24	0,10	0,31	0,14

Після визначення оцінок b коефіцієнтів регресії, необхідно було перевірити гіпотези про їх значущість, тобто перевірити відповідні нуль-гіпотези $\beta = 0$. Перевірка гіпотез про значущість коефіцієнтів виконувалась за допомогою критерію Стьюдента

$$t = |b|/s\{b\}; \tag{10}$$

$$s^2\{b\} = \frac{1}{nm} s_{\text{ВІДТ}}^2\{Y\}, \tag{11}$$

де $s^2\{b\}$ — дисперсія оцінки коефіцієнта b ; n — кількість дослідів, m — кількість паралельних дослідів.

Результати визначення дисперсій коефіцієнтів, а також обчислена величина t для кожної з 12-ти функцій відгуку на основі виразів (5, 9, 10) подані в таблиці 5.

Таблиця 5

Результати обчислення критерію t на основі оцінки дисперсії відтворюваності $s_{\text{ВІДТ}}^2\{Y\}$ та дисперсії оцінки коефіцієнтів $s^2\{b\}$

	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8	Y9	Y10	Y11
$s_{\text{ВІДТ}}^2\{Y\}$	3,51	2,38	2,98	2,43	3,22	3,83	2,12	5,30	1,44	3,42	0,98
$s^2\{b\}$	0,15	0,10	0,12	0,10	0,13	0,16	0,09	0,22	0,06	0,14	0,04
$t(b_0)$	21,46	26,34	22,66	26,45	22,95	21,10	28,12	20,48	36,11	20,12	38,88
$t(b_1)$	0,42	0,18	2,09	1,89	0,07	0,38	0,37	1,53	1,55	0,56	1,43
$t(b_2)$	1,50	1,38	2,04	0,84	0,25	0,70	1,79	1,43	1,24	1,87	1,02
$t(b_3)$	2,00	2,73	0,32	2,24	2,09	1,87	3,16	2,40	3,49	0,48	1,93
$t(b_1 b_2)$	0,77	1,69	0,90	2,80	0,13	1,78	1,22	0,93	0,22	1,62	1,90
$t(b_1 b_3)$	0,15	0,78	2,54	0,96	0,63	0,76	0,93	0,09	0,37	2,10	0,63
$t(b_2 b_3)$	0,79	1,33	1,37	0,89	0,95	0,04	0,11	0,08	1,21	0,67	0,94
$t(b_1 b_2 b_3)$	1,84	1,87	0,91	0,85	0,27	1,18	2,09	0,85	0,97	0,26	1,52

Згідно з вимогами значущості, якщо обчислена величина t для відповідного коефіцієнта b перевищує значення $t_{\text{кр}}$, знайдене із таблиці t -розподілу Стьюдента, то в такому випадку нуль-гіпотезу $H_0: \beta = 0$ відкидають і відповідну оцінку коефіцієнта визнають значущою. В іншому випадку нуль-гіпотезу не відкидають і оцінку b_i вважають статистично незначущою, тобто $\beta = 0$. Ортогональне планування дозволяє визначити довірчі границі незалежно для кожного коефіцієнта регресії. Тому, якщо якась з оцінок коефіцієнтів виявиться незначущою, то її можна відкинути без перерахування усіх інших.

Із таблиці t -розподілу Стьюдента для кількості ступенів $\nu = n(m - 1)$ (в даному випадку $\nu = 16$) та заданому рівні значущості $q = 5\%$ знайдено $t_{\text{кр}} = 1,75$. В табл. 5 всі значення t , що є більшими за $t_{\text{кр}}$ виділені напівжирним шрифтом, а відповідні їм коефіцієнти b включені у рівняння математичного опису функцій відгуку. Таким чином були сформовані математичні моделі опису функцій відгуку при дослідженні впливу суттєвих факторів на стан 12-ти меридіанів акупунктурної системи людини, що набули вигляду

$$\begin{aligned}
 M(Y1) &= 8,21 + 0,76 x_3 - 0,7 x_1 x_2 x_3; & M(Y7) &= 8,35 + 0,94 x_3 - 0,62 x_1 x_2 x_3; \\
 M(Y2) &= 8,3 + 0,86 x_3 - 0,59 x_1 x_2 x_3; & M(Y8) &= 9,62 - 1,13 x_3; \\
 M(Y3) &= 7,98 + 0,74 x_1 - 0,72 x_2 - 0,9 x_1 x_3; & M(Y9) &= 8,84 - 0,85 x_3; \\
 M(Y4) &= 8,42 + 0,6 x_1 - 0,71 x_3 + 0,89 x_1 x_2; & M(Y10) &= 7,59 + 0,71 x_2 + 0,79 x_1 x_3; \\
 M(Y5) &= 8,4 + 0,77 x_3; & M(Y11) &= 7,88 - 0,39 x_3 + 0,39 x_1 x_2; \\
 M(Y6) &= 8,43 + 0,75 x_3 - 0,71 x_1 x_2; & M(Y12) &= 7,68 + 0,75 x_3
 \end{aligned}$$

Перевірка адекватності математичного опису полягала в оцінюванні відхилення передбачуваної за отриманим рівнянням регресії величини відгуку Y_i від результатів спостережень \bar{Y}_i в одних і тих же точках факторного простору. Розсіювання результатів спостережень поблизу рівняння регресії, що оцінює істинну функцію відгуку, було визначене за допомогою дисперсії адекватності

$$s_{AD}^2 = \frac{m}{n-d} \sum_{i=1}^n (\bar{Y}_i - \hat{Y}_i)^2, \tag{12}$$

де d – кількість членів апроксимуючого поліному. Дисперсія адекватності визначалась за кількістю ступенів свободи $v_{AD} = n - d$.

Для того, щоб перевірити гіпотезу про адекватність необхідно було розрахувати співвідношення між дисперсією адекватності s_{AD}^2 та оцінкою дисперсії відтворюваності відгуку $s_{ВІДТ}^2 \{Y\}$. Якщо ці оцінки дисперсії однорідні, то математичний опис адекватно представляє результати дослідів, якщо ж ні, то опис вважається неадекватним. Використання F -критерію Фішера дозволяє перевірити гіпотезу про однорідність двох вибірових дисперсій s_{AD}^2 і $s_{ВІДТ}^2 \{Y\}$. В тому випадку, якщо $s_{AD}^2 > s_{ВІДТ}^2 \{Y\}$, F -критерій характеризується співвідношенням

$$F = s_{AD}^2 / s_{ВІДТ}^2 \{Y\}. \tag{13}$$

Розраховані оцінки дисперсії адекватності s_{AD}^2 та дисперсії відтворюваності $s_{ВІДТ}^2 \{Y\}$, а також F -критерію для побудованих функцій відгуку подані в таблиці 6.

Таблиця 6

Результати обчислення F -критерію Фішера для побудованих функцій відгуку на основі дисперсії адекватності s_{AD}^2 та дисперсії відтворюваності $s_{ВІДТ}^2 \{Y\}$

	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8	Y9	Y10	Y11	Y12
$s_{ВІДТ}^2 \{Y\}$	3,51	2,38	2,98	2,43	3,22	3,83	2,12	5,30	1,44	3,42	0,98	1,58
s_{AD}^2	2,56	3,43	2,15	1,91	5,66	10,39	3,56	10,60	1,56	8,57	1,32	1,59
F	0,73	1,44	0,72	0,79	1,76	2,71	1,68	2,00	1,09	2,51	1,34	1,00

Із таблиці F -розподілення Фішера при рівні значущості $q = 0,05$ для ступенів свободи $v_{1AD} = n - d$, $v_{2AD} = n(m - 1)$, що відповідно склали 6 та 16, було знайдене $F_{кр} = 2,74$. Оскільки, як видно з таблиці, всі значення є меншими за $F_{кр}$, гіпотезу про адекватність не відкидають і математичний опис визнається неадекватним. Але значення дисперсії адекватності для Y1, Y3 та Y4 є меншими дисперсії відтворюваності. Проте, якщо знехтувати взаємодією між факторами математичний опис даних функцій відгуку стає адекватним.

Висновки

Таким чином, за допомогою повного факторного експерименту було досліджено вплив таких факторів як стать, вік та артеріальний тиск на функції відгуку 12-ти меридіанів акупунктурної системи людини. При цьому було виявлено вплив патологічного значення артеріального тиску на стан переважної більшості меридіанів. Цей факт збігається з висновками наукових досліджень російських вчених про вплив артеріальної гіпертонії на стан акупунктурної системи людини [9]. При цьому вплив статі та віку на акупунктурну систему людини на загальному фоні виявився незначним. Крім того, досліджуючи функції відгуку для першого, другого та сьомого меридіанів, було виявлено взаємний вплив трьох факторів, третього та десятого меридіанів — взаємний вплив першого та третього факторів, при дослідженні четвертого, шостого та одинадцятого меридіанів — взаємний вплив першого та другого факторів, що свідчить про взаємозв'язок усіх чинників, які характеризують стан здоров'я людини. Отже, проведений експеримент дав змогу виявити вплив суттєвих факторів на акупунктурну систему людини, що в свою чергу сприяє підвищенню ефективності діагностування та прийняття рішення про функціональний стан здоров'я людини.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Центр медичного телемониторинга <http://www.medcare.ru/>
2. Лисогор В. М., Власюк А. І., Яремко С. А. Вибір базової медичної технології для систем телемониторингу // Вісник Вінницького політехнічного інституту. — 2005. — № 1. — С. 69 — 75.
3. Математическая статистика. Учебник / Иванова В. М., Калинин В. Н., Нешумова Л. А. и др. 2-е изд. Перераб. и доп. — М.: Высш. Школа, 1981. — 371 с., ил.
4. Макац В., Нагайчук В., Макац Д. Основи біоактиваційної медицини (відкрита функціонально-енергетична система біологічних об'єктів). — Вінниця: Велес, 2001. — 315 с.
5. Заболеваемость сельского населения и нормативы лечебно-профилактической помощи / под ред. Проф. И. Д. Богатырева. — М.: Медицина, 1973. — 262 с.
6. Мотигін В. В., Павлов С. М. Планування експерименту в інженерних дослідженнях: Лабораторний практикум: Навчальний посібник / МО і науки України. — м. Вінниця, ВНТУ, 2001. — 82 с.
7. Георгиевский А. С. Методология и методика научно-исследовательской работы в медицине. — Изд. 2-е, перераб. и доп. — Л.: Медицина, 1981. — 256 с., ил.
8. Власюк А. І. Система контролю активності акупунктури людини: Автореф. дис. ... к-та техн. наук: 05.11.16 / Вінницький державний технічний університет. — Вінниця, 1999. — 18 с.
9. Лучинина Е. В. Изучение диагностической эффективности метода электропунктурной диагностики по Накатани и компьютерного комплекса «Диакос» при артериальной гипертонии: Автореф. дис. ... к-та мед. наук: 05.13.01 / Саратовский Государственный медицинский университет. — Москва, 2002.

Рекомендована кафедрою інтеграції навчання з виробництвом

Надійшла до редакції 18.04.07
Рекомендована до друку 15.05.07

Лисогор Василь Микитович — професор кафедри аграрного менеджменту.

Вінницький державний аграрний університет;

Власюк Анатолій Іванович — старший викладач кафедри інтеграції навчання з виробництвом.

Вінницький національний технічний університет;

Яремко Світлана Анатоліївна — асистент кафедри інформаційних систем та мереж.

Вінницький торговельно-економічний інститут КНТЕУ