УДК 629.735.015.017.2

В. П. Дюбко, кандидат технічних наук,
доцент кафедри інформаційних систем
і технологій Академії митної служби України
С. В. Клименко, кандидат технічних наук,
старший викладач кафедри РЕА ФТФ
Дніпропетровського національного
університету ім. Олеся Гончара
Я. В. Радченко, магістрант
Академії митної служби України
А. В. Ясько, магістрант
Академії митної служби України

МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ ПОРІВНЯННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ПСИХОМЕТРИЧНОГО ТЕСТУВАННЯ

У праці наведено математичні методи обробки результатів комп'ютерного психометричного тестування під час використання критеріїв непараметричної статистики.

В работе представлены математические методы обработки результатов компьютерного психометрического тестирования при использовании критериев непараметрической статистики.

The paper presents mathematical methods for processing the results of computer psychometric testing using the criteria of nonparametric statistics.

Ключові слова. Комп'ютерне психометричне тестування, непараметрична статистика, стимульна функція, функція рішень, функція часу, ключ тесту.

Вступ. Для аналізу результатів психометричного тестування діагностичну цінність становлять не стільки безпосередньо результати бланкового і комп'ютерного тестування, скільки їх повторюваність, а також можливість виявлення у разі повторних тестувань тих або інших змін інформативних показників стану психіки і їх кількісна оцінка [1]. Труднощі виконання цього завдання полягають у тому, що за одних і тих же стимулюючих впливів результати тестування є випадковими функціями [2]. При цьому вибірки вимірів під час тестування мають невідомі статистичні закономірності, які змінюються впродовж подальших тестувань (моніторингу). Тобто процеси в таких системах нестаціонарні, а виконання подібних завдань в умовах апріорної невідомості можливо тільки під час використання критеріїв непараметричної статистики [3]. На жаль, у завданнях психометричного тестування такі питання не розглядалися.

Постановка завдання. З метою виявлення законів розподілу та оцінки розбіжності між випробуваннями розробити математичні методи порівняння результатів комп'ютерного психометричного тестування після першого, другого (повторного), …, $(m-1)$ і m-го (останнього) тестування на основі функції тесту $\Phi(k)$, стимульної функції $S(k)$ та отриманих функцій розв'язків $R_j(k)$ і функцій часу $T_j(k)$, де $j = 1, 2, ..., m$ – номер тестування, k – номер запитання в тесті.

Результати тестів, описаних у [1], після первинної обробки подамо у вигляді двох таблиць-матриць: матриці відповідності з елементами $z_j(k) = \Phi(k)R(k)$ та матриці швидкостей обробки стимулів $V_j(k) = S(k)/T_j(k)$ (табл. 1, 2).

Таблиця 1

Матриці відповідності прийняття рішень випробовуваних

Номер стимулу / Номер тестування	1	2	…..	K–1	k
1	z_{11}	z_{12}	…..	$z_{1(k-1)}$	z_{1k}
2	z_{21}	z_{22}	…..	$z_{2(k-1)}$	z_{2k}
….	….	….	…..	….	….
m–1	$z_{(m-1)1}$	$z_{(m-1)2}$	….	$z_{(m-1)(k-1)}$	$z_{(m-1)k}$
m	z_{m1}	z_{m2}	….	$z_{m(k-1)}$	z_{mk}

Таблиця 2

Матриці швидкостей обробки стимулюючого впливу

Номер стимулю / Номер тестування	1	2	…	K–1	k
1	V_{11}	V_{12}		$V_{1(k-1)}$	V_{1k}
2	V_{21}	V_{22}	…	$V_{2(k-1)}$	V_{2k}
....	….	….	…	….	…..
m –1	$V_{(m-1)1}$	$V_{(m-1)2}$	…	$V_{(m-1)(k-1)}$	$V_{(m-1)k}$
m	V_{m2}	V_{m2}	…	$V_{m(k-1)}$	V_{mk}

Елементи цих матриць – випадкові величини, і завдання полягає в тому, щоб виявити статистично значущі розбіжності між ними.

Методика моніторингу результатів тестування на основі порівняння матриць відповідності. Порівняємо дві вибірки функцій відповідності $z_1(k)$ і $z_2(k)$, значення яких дорівнюють +1, якщо розв'язки під час тестування збігаються з ключем тесту, або –1, якщо результати тестування не збігаються з ключем [2]. Визначимо кількість розв'язків, які збігаються з ключем

$$n_1 = \sum_{k=1}^{n} \operatorname{sgn}(z_1(k)), \quad n_2 = \sum_{k=1}^{n} \operatorname{sgn}(z_2(k)), \qquad (1)$$

де $\operatorname{sgn}(x)$ – функція одиничного стрибка; відношення n_1/n та n_2/n – оцінки ймовірностей P_1 і P_2 прийняття рішень, які збігаються з думкою психологів; n – загальна кількість стимулів. Якщо ці ймовірності не змінились, то гіпотезу про закон розподілу можна перевірити, порівнюючи різницю $(n_1 – n_2)$ за формулою (2)

$$u = \frac{n_1 - n_2}{\sqrt{(n_1 - n_2)(2n - n_1 - n_2)}}. \qquad (2)$$

При $n > 10$ закон розподілу показника u апроксимується розподілом Гауса з нульовим математичним сподіванням і одиничною дисперсією. Статистику (2) в цьому випадку можна записати у вигляді

$$u = 2\sqrt{\frac{2}{n}}\left[\arcsin\left(\sqrt{\frac{n_1}{n}}\right) - \arcsin\left(\sqrt{\frac{n_2}{n}}\right)\right]. \qquad (3)$$

Якщо $|u| \le u_0 = \Psi\left(\frac{1+P}{2}\right)$, де P – ймовірність довіри, з якою приймається рішення, то $P_1 = P_2$. Якщо $|u| > u_0$, то $P_1 \neq P_2$. У випадку $n_1 > n_2$ буде $P_1 > P_2$ і навпаки.

Якщо врахувати швидкість обробки стимулів $V(k)$, то, відповідно до висновків психолога Раша [3], чим більша швидкість обробки стимульної інформації, тим вірогідніше, що ймовірність прийняття правильного рішення, яка збігається з ключем тесту, дорівнює

$$P(z_k = 1) = \frac{1}{1 + \exp(-\alpha V_k)}, \qquad (4)$$

де α – масштабний коефіцієнт.

Тоді оцінки кількості правильних рішень можна обчислити за формулами

$$n_1^* = \sum_{k=1}^{n}\left(\frac{\operatorname{sgn}(z_{1k})}{1 + \exp(-\alpha V_k)}\right), \quad n_2^* = \sum_{k=1}^{n}\left(\frac{\operatorname{sgn}(z_{2k})}{1 + \exp(-\alpha V_k)}\right). \qquad (5)$$

Показники їх порівняння оцінюють за формулою (2), замінюючи n_1 і n_2 на n_1^* і n_2^*. У задачах моніторингу темпераменту оцінюються стабільність показників нейротизму та екстраверсії-інтроверсії:

$$n_{э}^{*}=\sum_{k=1}^{n}\left(\frac{Э(k)\,\mathrm{sgn}(z_k)}{1+\exp(-\alpha V_k)}\right),\quad n_{N}^{*}=\sum_{k=1}^{n}\left(\frac{N(k)\,\mathrm{sgn}(z_k)}{1+\exp(-\alpha V_k)}\right), \tag{6}$$

при цьому n – число стимулів під час оцінювання як нейротизму, так і екстраверсії-інтроверсії береться таким, що дорівнює 24 [3].

Аналогічна задача моніторингу структури особистості шляхом оцінки функції відповідності для кожного фактора. Значення відносної різниці $|u|$ є трикутною матрицею-таблицею (табл. 3) і можуть використовуватися як показники нестабільності темпераменту того чи іншого фактора структури особистості під час подальших тестувань.

Послідовність елементарних даних u_{12}, u_{13}, u_{23},.... u_{m-1m} містить інформацію про стабільність або нестабільність результатів тестувань. Для виявлення трендів у цій послідовності використовуємо знаково-ранговий критерій Холліна [4].

Таблиця 3

Показники відносної різниці результатів тестування випробовуваних

Номер тестування	1	2	3	4	…	m
1	0	u_{12}	u_{13}	u_{14}	…	u_{15}
2		0	u_{23}	u_{24}	…	u_{25}
3			0	u_{34}	…	u_{35}
4				0	…	u_{45}
…					…	…
m					…	0

Критерій Холліна має найвищу ефективність з усіх відомих критеріїв. Статистика критерію Холліна обчислюється за формулою:

$$r=\frac{1}{k(m-1)}\sum_{i=2}^{m}\mathrm{sgn}\left[\left(U_i-\bar{U}\right)\left(U_{i-1}-\bar{U}\right)\right]R(z_i)R(z_{i-1}), \tag{7}$$

де k – коефіцієнт Холліна, $\mathrm{sgn}(x)$ – функція знака (1, якщо x > 0, 0 – якщо $x=0$; –1, якщо x < 0);

$\bar{U}$ – медіана упорядкованого ряду $U_1^*\le U_2^*\le\ldots\le U_{m-1}^*\le U_m^*$; $R(z_i)$ – ранг z_i в упорядкованому ряді $z_i=\left|U(i)-\bar{U}\right|$, $z_1^*\le z_2^*\le\ldots\le z_m^*$;

$$R(z_i)=\sum_{i=1}^{m}\mathrm{sgn}\left[z_i-z_i^*\right]. \tag{8}$$

Коефіцієнт Холліна дорівнює $k=10{,}11$ при $m=5$; $k=36{,}95$ при $m=10$; $k=140{,}62$ при m = 20, а пороги порівняння r_0 – при $P=0{,}95$ для $m=5$, $r_0=0{,}816$; $m=10$, r_0 = 0,553 і m = 20, $r_0=0{,}378$. Якщо $r<r_0$, то вважається, що змін немає.

Методика моніторингу результатів тестування на основі порівняння матриць швидкостей. Для розв'язання цієї задачі використовуємо критерії, призначені для перевірки гіпотези про випадковість розташування отриманих даних, і критерії для перевірки статистичної однорідності вибірок вимірів і відсутності стрибків (викидів). Оскільки закони розподілу ймовірності вибірок вимірів невідомі, для перевірки гіпотези про викиди скористаємося модифікованим критерієм Дарлінго, який можна використовувати для будь-якого безперервного розподілу з невідомими параметрами статистики за впорядкованою вибіркою $\xi_1<\xi_2<\ldots<\xi_n$. Ці параметри визначаються так:

1) для перевірки гіпотези на викид найбільшого значення $\lambda_{max}=\xi_n$ за формулою

$$L=-2\sum_{i=1}^{n-1}\ln\left[1-\frac{F(\xi_i)}{F(\xi_n)}\right], \tag{9}$$

2) для перевірки гіпотези на викид найменшого значення $\lambda_{min}=\xi_1$ за формулою

$$L^*=-2\sum_{i=1}^{n-1}\ln\left[1-\frac{1-F(\xi_{i+1})}{1-F(\xi_1)}\right]. \tag{10}$$

Статистики L і L^* мають розподіл χ-квадрат з $2(n–1)$ ступенями вільності. Якщо задана критична ймовірність P прийняття рішення, то за умови $L(L^*) < L_\alpha$, $\lambda_{max} = \xi_n$ і $\lambda_{min} = \xi_1$ є викидами з імовірністю P.

Тому, якщо функція розподілу ймовірності $F(V)$ невідома, замінимо її емпіричною функцією, побудованою за вибіркою вимірів $\left| V_1, V_2, \ldots, V_n \right| = |V|$

$$F^*\left(V/|V|\right) = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} \mathrm{sgn}(V - \xi_k). \tag{11}$$

Знаючи, що $F^*\left(\xi_n/|V|\right) = 1$ і $F^*\left(\xi_1/|V|\right) = \frac{1}{n}$, отримаємо приблизні розрахункові формули для оцінок L і L^* – B і B^*:

$$B = -2\sum_{i=1}^{n-1} \ln\left[1 - \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} \mathrm{sgn}(\xi_{i+1} - \xi_k)\right], \tag{12}$$

$$B^* = -2\sum_{i=1}^{n-1} \ln\left[\frac{\sum_{k=1}^{n} \mathrm{sgn}(\xi_{i+1} - \xi_k) - 1}{n-1}\right]. \tag{13}$$

За наявності стрибків замінимо їх середніми значеннями $\xi_1^* = 0{,}5(\xi_1 + \xi_2)$ та $\xi_n^* = 0{,}5(\xi_n + \xi_{n+1})$ і, таким чином, сформуємо нову матрицю результатів тестування.

Для оцінки однорідності вибірок вимірів $V(k)$ як послідовностей незалежних випадкових величин з невідомим законом розподілу ймовірностей скористаємося ранговим критерієм Вальда–Вольфовітца [4]

$$Q = \sum_{i=1}^{n-1}\left[\left(R(V_i) - \frac{n+1}{2}\right)\left(R(V_{i+1}) - \frac{n+1}{2}\right)\right], \tag{14}$$

де $R(V_i)$ – ранги вимірів V_i в їх порядковій статистиці $\xi_1 < \xi_2 < \ldots < \xi_n$; $\xi_1 = V_{min}$, $\xi_n = V_{max}$.

$$R(V_i) = \sum_{k=1}^{n} \mathrm{sgn}(V_i - \xi_k). \tag{15}$$

Ранговий показник Q при $n > 20$ – випадкова величина із законом розподілу, близьким до нормального з параметрами

$$M[Q] = 0, \quad D[Q] = \frac{n^2(n+1)(n-3)(5n+6)}{720}. \tag{16}$$

Якщо виконується нерівність $|Q| \le \sqrt{D[B]}\,\Psi\left(\frac{1+P}{2}\right)$, то приймається рішення про випадковість вимірів V_k та однорідність вибірки. Інакше має місце зв'язок між номерами і значеннями вибірки V_1, V_2,..., V_n, тобто наявний тренд виду $V = a + bk$. Коефіцієнти тренда a і b можна оцінити методом найменших квадратів, розв'язуючи рівняння

$$\sum_{k=1}^{n} V_k - \sum_{k=1}^{n}(a + bk) = 0, \quad \sum_{k=1}^{n} kV_k - \sum_{k=1}^{n} k(a + bk) = 0. \tag{17}$$

Розв'язок (17) має вигляд

$$b^* = \frac{12\sum_{k=1}^{n} kV_k - 6(n+1)\sum_{k=1}^{n} V_k}{n(n+1)}, \tag{18}$$

$$a^* = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} V_k - \left(\frac{n+1}{2}\right) b^*. \tag{19}$$

Подальша обробка вимірів швидкості V_k проводиться з метою обчислення інтегральних показників. Якщо тренда немає, то обчислюються середнє значення і вибіркова дисперсія

$$\bar{V} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} V_k, \quad D^* = \frac{1}{n-1}\sum_{k=1}^{n}(V_k - \bar{V})^2. \tag{20}$$

За наявності тренда обчислюється випадкова дисперсія залишку

$$D_n^* = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n}(V_k - a^* - b^* k)^2 \qquad (21)$$

У задачах моніторингу, коли невідомі статистичні закономірності вибірки швидкостей, за відсутності тренда скористаємося критерієм однорідності вибірок Буша–Вінда [4].

Критерій Буша–Вінда *W* сформовано на основі аналогів критерію Ван-дер-Вардена *S* і Клотца *T*

$$S = \sqrt{2\left(2-\frac{1}{n}\right)}\frac{\sum_{i=1}^{n}\Psi\left[\frac{R(x_{2i})}{2n+1}\right]}{\sqrt{\sum_{i=1}^{2n}\Psi^2\left[\frac{i}{m+1}\right]}},\quad T = \sqrt{2\left(2-\frac{1}{n}\right)}\frac{\sum_{i=1}^{n}\Psi^2\left(\frac{R(x_{2i})}{2n+1}\right)-\sum_{i=1}^{2n}\Psi^2\left(\frac{i}{2n+1}\right)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{2n}\Psi^4\left(\frac{i}{2n+1}\right)}} \qquad (22)$$

і є їх комбінацією виду

$$W = -2\ln\left[2\left(1-\Phi\left(|S|\right)\right)\right]-2\ln\left[2\left(1-\Phi\left(|T|\right)\right)\right], \qquad (23)$$

де $\Phi(x)$ – інтеграл імовірності Гаусса, $\Psi(z)$ – функція, обернена до $\Phi(x)$.

Для обчислення $\Phi(x)$ і $\Psi(z)$ можна скористатися апроксимаціями виду

$$\Phi^*(x)=1-0.852\exp\left[-\left(\frac{x+1{,}5774}{2{,}0637}\right)^{2{,}34}\right],\ x\geq 0,\ \Phi^*(-x)=1-\Phi^*(x), \qquad (24)$$

(25)

Показник Буша–Вінда *W* – випадкова величина, і при $n > 10$ правдива апроксимація ймовірності розподілу χ-квадрат з чотирма ступенями вільності. Якщо порівнювати вибірки однорідні, то з імовірністю $P = 0{,}95$ виконуватиметься нерівність $W \leq 9{,}5$.

Порівняння двох регресійних моделей пов'язане з перевіркою допущення про статистичну схожість двох лінійних регресій $V_1(k)=a_1^*+b_1^*k$ і $V_2(k)=a_2^*+b_2^*k$. Розв'язання цієї задачі включає перевірку гіпотези про рівність вибіркових дисперсій залишків і σ_{n2}^2.

Оскільки закони розподілу $\Delta V(k)$ невідомі, то для порівняння дисперсій використовуємо критерій Клотца, який є масштабним аналогом критерію Ван-дер-Вардена. Маючи вибірки залишків $\Delta V_1(k)$ і $\Delta V_2(k)$, обчислимо ранги вибірок $\Delta V_2(k)$ в загальному впорядкованому ряді двох вибірок $\Delta V(k)$, $\xi_1 < \xi_2 < \ldots < \xi_i < \ldots < \xi_{2n}$:

$$R(\Delta V_{2k}) = \sum_{i=1}^{2n} sgn(\Delta V_{2k} - \xi_i)$$

і обчислимо показник Клотца

$$C = \sum_{k=1}^{n}\Psi^2\left(\frac{R(\Delta V_{2k})}{2n+1}\right) = \sum_{k=1}^{n}\left[4{,}91\left(\frac{R(\Delta V_{2k})}{2n+1}\right)^{0{,}14}-\left(1-\frac{R(\Delta V_{2k})}{2n+1}\right)^{0{,}14}\right]. \qquad (26)$$

Показник *L* при $n > 10$ – нормальна випадкова величина з математичним сподіванням $M[L]$ і дисперсією $D[L]$. Тому якщо має місце нерівність

(27)

то вибірки $\Delta V_1(k)$ і $\Delta V_2(k)$ однорідні й мають однакові дисперсії.

Для однорідних вибірок мають місце такі вирази:

$$M[C] = \frac{1}{2}\sum_{k=1}^{2n}\Psi^2\left(\frac{k}{2n+1}\right), \qquad (28)$$

$$D[C] = \frac{n}{2(2n-1)}\sum_{k=1}^{2n}\Psi^2\left(\frac{k}{2n+1}\right)-\frac{1}{2(2n-1)}\sum_{k=1}^{2n}\Psi^2\left(\frac{k}{2n+1}\right). \qquad (29)$$

Якщо виконується нерівність $|c| \leq \Psi\left(\frac{1+P}{2}\right)$, то дисперсії залишків не змінились.

Швидкість обробки стимулів при кожному тестуванні характеризується такими показниками: кількістю стрибків N, середнім значенням швидкості і квадратним коренем з вибіркової дисперсії – і $\bar{V}$

$\sqrt{D^*[\bar{V}]}$, показником однорідності Вальда–Вольфовітца – Q, порогом порівняння Q_0, регресійними коефіцієнтами a^* і b^*. Ці дані зводяться в таблицю результатів тестування.

Результати порівняння вибірок швидкостей в задачах моніторингу – показники Буша–Вінда і Клотца теж зводяться в таблиці. Перші характеризують зміни зсуву і масштабу вибірок швидкостей, другі – зміни залишків, тобто зміни регресійних моделей.

Результати досліджень. З метою перевірки розроблених математичних методів порівняння результатів комп'ютерного психометричного тестування були проведені повторні тестування курсантів Академії митної служби України з інтервалом в один рік. Таким чином, з урахуванням даних, що були отримані за допомогою програмно-інформаційного комплексу [1] та останніх результатів тестування, сформовано статистику за останні п'ять років. Результати комп'ютерного психометричного тестування для трьох курсантів за методиками Айзенка і Кеттелла, а також результати їх повторного тестування, проведені через інтервали часу (один рік), наведено у табл. 4 і 5, в яких сформовано матриці відповідності прийняття рішень.

Таблиця 4

Матриці відповідності прийняття рішень випробовуваних $z_{m,k}$ під час використання методики Айзенка

№ випробовуваного	k / m	1	2	3	4	5	……	56	57
Випробовуваний 1	1	–1	1	1	–1	–1	……	1	1
	22	1	1	1	–1	–1	……	1	1
	33	1	1	1	1	–1	……	1	1
	44	1	1	–1	1	–1	……	1	–1
	55	1	1	1	1	–1	……	1	–1
Випробовуваний 2	11	1	1	1	–1	–1	……	1	–1
	22	1	1	1	1	1	……	1	–1
	33	1	1	1	1	–1	……	1	–1
	44	1	1	1	1	–1	……	1	1
	55	1	1	–1	1	–1	……	1	1
Випробовуваний 3	11	–1	1	1	–1	1	……	1	–1
	22	–1	1	–1	–1	1	……	1	–1
	33	1	1	–1	–1	1	……	–1	–1
	44	1	1	–1	–1	1	……	1	–1
	55	1	1	–1	–1	1	……	1	–1

Таблиця 5

Матриці відповідності прийняття рішень випробовуваних $z_{m,k}$ під час використання методики Кеттелла

№ випробовуваного	k / m	1	2	3	4	5	……	104	105
Випробовуваний 1	1	–1	–1	1	–1	–1	……	1	1
	2	–1	1	1	–1	–1	……	1	–1
	3	–1	1	1	1	–1	……	–1	1
	4	1	–1	1	–1	–1	……	1	–1
	5	1	–1	–1	1	–1	……	1	–1
Випробовуваний 2	1	1	–1	1	–1	–1	……	1	1
	2	1	1	1	1	–1	……	1	–1
	3	–1	1	1	1	–1	……	–1	1
	4	1	–1	1	–1	–1	……	1	–1
	5	1	1	–1	1	1	……	–1	1
Випробовуваний 3	1	1	–1	1	1	–1	……	1	–1
	2	1	1	1	–1	1	……	1	–1
	3	–1	–1	1	–1	1	……	–1	1
	4	–1	–1	1	–1	1	……	1	1
	5	1	–1	1	1	–1	……	1	–1

Для цих же випробовуваних отримано таблиці швидкостей обробки стимулів (табл. 6 і 7).

Таблиця 6

Матриці швидкостей обробки стимулів $V_{m,k}$ у випробовуваних (за методикою Айзенка)

№ випробовуваного	k / m	1	2	3	4	5	…	56	57
Випробовуваний 1	1	2,49	8,76	12,90	9,97	2,78	...	4,89	15,41
	2	5,25	14,29	13,33	13,79	10,11	...	13,28	11,67
	3	10,36	18,73	20,95	27,37	11,11	...	11,54	15,51

	4	8,33	11,23	7,79	13,21	5,45	...	10,43	15,08
	5	7,14	16,51	12,54	22,88	8,45	...	20,34	7,16
Випробовуваний 2	1	17,81	25,36	11,83	22,44	12,76	...	13,89	17,25
	2	9,42	18,09	23,40	48,21	8,41	...	17,14	12,04
	3	17,69	20,15	20,09	35,37	11,68	...	18,46	18,42
	4	7,20	16,88	15,60	21,77	7,08	...	12,58	12,89
	5	10,4	13,69	12,22	17,02	4,5	...	16,90	17,01
Випробовуваний 3	1	3,57	12,83	5,02	6,07	8,41	...	10,26	17,63
	2	10,08	14,17	10,92	12,79	12,41	...	3,68	7,92
	3	11,21	27,32	24,58	24,62	13,33	...	11,32	17,56
	4	4,26	14,40	14,38	14,11	8,29	...	11,58	18,92
	5	7,28	9,25	14,57	20,15	6,29	...	17,06	20

Таблиця 7

Матриці швидкостей обробки стимулів $V_{m,\,k}$
у випробовуваних (за методикою Кеттелла)

№ випробовуваного	k / m	1	2	3	4	5	…	104	105
Випробовуваний 1	1	6,06	6,95	6,92	2,7	8,85	...	2,39	2,45
	2	7,14	4,96	5,79	0,69	6,19	...	3,37	11,8
	3	12,67	12,99	9,02	8,53	11,48	...	2,69	3,99
	4	3,32	6,54	30,36	5,94	39,22	...	6,33	38,26
	5	9,42	18,08	23,40	48,21	8,41	...	8,58	36,68
Випробовуваний 2	1	9,35	9,11	7,01	6,46	14,63	...	5,22	4,20
	2	15,31	21,93	25,58	6,72	29,58	...	5,79	49,71
	3	45,68	60,56	143,47	36,06	114,1	...	59,09	120,54
	4	23,24	12,42	26,12	8,52	14,28	...	9,65	38,59
	5	17,8	25,35	12,76	10,85	13,29	...	13,89	17,25
Випробовуваний 3	1	23,62	16,95	22,72	23,49	30,69	...	18,24	16,4
	2	7,35	3,43	5,51	5	10,75	...	7,94	8,18
	3	3,20	13,31	13,63	9,48	11,41	...	177,27	29,83
	4	19,62	15,03	30,36	8,30	21,91	...	9,13	53,65
	5	11,87	22,75	45,96	8,26	15,45	...	23,89	35,47

Матрицю показників відмітності результатів тестування u_y для одного з випробовуваних наведено в табл. 8.

Таблиця 8

Показники відносної різниці результатів тестування u_y

j / i	1	2	3	4	5
1	0	0,006577	0,039564	0,026316	0,006577
2		0	0,032987	0,019739	0,000000
3			0	0,013248	0,032987
4				0	0,019739
5					0

Провівши розрахунки для одного з випробовуваних (табл. 8) згідно з формулами (1), (3), (7), (8), отримали оцінку статистики за критерієм Холліна при $m = 10$ і $\bar{k} = 36{,}95$: $r =$
$= 0{,}238$. Оскільки порогове значення в цьому випадку $r_0 = 0{,}553$, то вважається, що тренда немає, а результати тестування стабільні.

Скориставшись описаною вище методикою порівняння матриць швидкостей обробки стимульних функцій вибіркової групи випробовуваних за критеріями Клотца і Буша–Вінда, обчислені значення зведемо в табл. 9.

Таблиця 9

Значення показників порівняння двох результатів тестування
за критеріями Буша–Вінда і Клотца

№ випробуваного / Критерій	1	2	3
$W(1, 2,)$	7,03	3,39	6,34
$C(1, 2)$	1,59	1,06	1,55

Згідно з критерієм Клотца, гіпотеза про рівність параметрів масштабу двох вибірок приймається з вірогідністю $\alpha = 0{,}95$ за умови, що отримані результати не перевищують критичного значення. Відповідно до

(26) $C_{0,95} = 1{,}65$. Отримані результати $C(1, 2)$ (табл. 9) мають значення менше порогового, отже, вибірки однорідні й відносно стабільні.

Оскільки показник за критерієм Буша–Вінда $W < 9{,}5$ (табл. 9), отже, з вірогідністю $\alpha = 0{,}95$ істотних змін зсуву і масштабу у вибірках не спостерігається.

Аналогічним чином були оброблені результати порівняння психометричних даних для інших випробовуваних. Результати порівняння отриманих даних з пороговими значеннями показують, що психометричні характеристики для інших випробовуваних також практично не змінилися. Розбіжність спостерігалася лише менш ніж у 2 % від загальної кількості тестованих.

Висновки. Запропоновано математичні методи порівняння результатів психометричного тестування, отриманих через інтервали часу в умовах апріорної невизначеності. Описані методи, що базуються на критеріях Холліна, Буша–Вінда і Клотца, дозволяють перевіряти зміни параметрів законів розподілу, зсуву і масштабу, виявляти тренд і стрибкоподібні зміни статистичних закономірностей вибірок вимірів. Отримані результати підтверджують працездатність запропонованих методів порівняння психометричних даних у разі повторного тестування (моніторингу).

Література

1. Програмно-інформаційний комплекс проведення психофізіологічних досліджень / С. В. Клименко, Д. В. Кролевецький, Т. В. Кролевецька та ін. // Вісник Академії митної служби України. − 2008. – № 1. − С. 71–77.

2. Малайчук В. П. Статистическая обработка результатов компьютерного психометрического исследования структуры личности / В. П. Малайчук, С. В. Дюбко // Вісник Дніпропетровського університету. – 1998. − С. 99–103.

3. Клименко С. В. Вероятностная оценка компьютерного психометрического тестирования темперамента личности / С. В. Клименко, В. В. Огоренко // Системные технологии. − 2010. – № 6’(66). – 165с.

4. Кобзарь А. И. Прикладная математическая статистика / Кобзарь А. И. [для инженеров и научных работников]. − М. : ФИЗМАТЛИТ, 2006. − 816 с.