

МОДЕЛІ СТІЙКОСТІ ЗБРОЇ СТРІЛЬЦІВ З ПНЕВМАТИЧНОГО ПІСТОЛЕТА

Заневський І.П., Коростильова Ю.С., Михайлов В.В.

Львівський державний університет фізичної культури

Анотація. Метою дослідження є розроблення науково-методичних засад моделювання процесу збереження стійкості зброї стрільців з пневматичного пістолета. Завдання дослідження: обґрунтувати параметри моделі стійкості та розробити методику їхньої кількісної оцінки з використанням електронної мішені; оцінити надійність тесту для визначення стійкості зброї під час прицілювання; розробити методику створення індивідуальних та групових моделей стійкості зброї та провести її апробацію. Методи дослідження: оптоелектронна реєстрація рухів; інтернет пошук результатів тренування провідних стрільців з пневматичного пістолета; методи математичного моделювання; варіаційна статистика; кластерний аналіз; однофакторний дисперсійний аналіз; двофакторний дисперсійний аналіз за кореляції даних; методи теорії надійності спортивних тестів; статистичні тести на основі t-критерію Стюдента і F-критерію Снедекора; міжкласовий коефіцієнт кореляції; офісні комп'ютерні технології (Excel, Paint), система комп'ютерної математики Statistica.

Показано, що за модельну характеристику стійкості зброї у стрільбі з пневматичного пістолета доцільно брати середню точку траєкторії прицілювання на електронній мішені СКАТТ на протязі однієї секунди до пострілу, яка є одним з основних параметрів технічної підготовленості і на положення як не впливають балістичні характеристики пістолета та кулюк (коефіцієнт надійності відповідного тесту дорівнює 0,929).

Ключові слова: стрільба з пневматичного пістолета, моделювання, оптоелектронний стрілецький тренажер.

Постановка проблеми та її актуальність. Сучасна модель техніки виконання пострілу складається з трьох елементів: прицілювання, натискання на спусковий курок і утримання зброї [16]. З використанням оптоелектронних стрілецьких тренажерів можна отримати кількісні параметри техніки виконання пострілу [7—9]. Встановлено, що за 0,1 ÷ 0,2 с до пострілу (час простої реакції людини) порушується стійкість зброї: траєкторія точки наведення різко віддаляється від точки прицілювання. Причиною цього явища вважається неможливість контролювати одночасно всі три процеси (прицілювання, спуск і утримання зброї), що спричинює порушення м'язової координації. Зрозуміло, що спроба уникнути втрати стійкості виконанням спуску курка на час простої реакції раніше є помилкою, оскільки це не може усунути причини розбалансування м'язової координації [14].

Робота зі спортсменами стрільцями потребує створення індивідуальних і групових моделей техніки виконання змагальної вправи, на основі яких розробляються тренувальні програми з урахуванням особливостей багаторічного планування процесу підготовки з метою запобігання форсування спортивної форми. Параметри цих моделей повинні бути підібрані таким чином, щоб дозволити конкретному спортсмену вийти за межі сформованого стереотипу й наблизитись до нового вищого рівня спортивних результатів [12]. Необхідною передумовою ефективного управління процесом

підготовки таких спортсменів при складанні тренувальних програм є не тільки врахування індивідуальних особливостей становлення спортивної техніки, але й орієнтація на модельні характеристики найсильніших спортсменів. Це, в свою чергу, дозволить вчасно визначити слабкі ланки в структурі та організації підготовки конкретного спортсмена й своєчасно внести корективи в процес підготовки [15, 17], зокрема, стосовно техніки виконання змагальної вправи. Тому розробка моделей стійкості зброї стрільців з пневматичного пістолета як одного з ключових елементів техніки виконання пострілу є актуальною задачею теорії і практики підготовки спортсменів у стрілецьких видах спорту.

Роботу виконано в рамках завдань НДР по темі 2.2.5 «Моделювання процесів взаємодії тіла людини зі спортивним приладдям» Зведеного плану науково-дослідної роботи у сфері фізичної культури і спорту на 2006—2010 роки (№ державної реєстрації 0106U012607).

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Проблеми теорії і практики спортивного тренування з використанням оптоелектронних тренажерів стають тим далі важливішими, чим ширше такі технічні засоби використовуються у стрілецькому спорті. На матеріалах розробників тренажерів розглядаються питання вдосконалення техніки виконання пострілу, подаються методичні рекомендації стосовно відпрацювання процесів прицілювання, утримування зброї, виконання спуску курка [7—9]. Поряд із наявністю ґрунтовних наукових публікацій за результатами досліджень техніки виконання пострілу з використанням оптоелектронних сис-

тем [1, 2, 5] практично відсутні роботи стосовно кількісної оцінки відповідності закладених в них моделей та обчислювальних алгоритмів реальним параметрам пострілу. Нашими дослідженнями виявлено статистично істотне відхилення положення віртуальних пробойн від реальних пробойн кульками, починаючи від нульового значення балістичного коефіцієнта, причому зі збільшенням величини цього коефіцієнта відхилення зростає, що вказує на принципову невідповідність імітаційної моделі SKATT реальній ситуації стосовно латеральної складової руху кульки [4]. Створений на основі офісних комп'ютерних технологій метод оцифрування координат точок на графіках траєкторії і віддалення від осей інтерфейсу SKATT показав свою точність і простоту у застосуванні для кількісної оцінки специфічності оптоелектронного способу тренування в стрільбі з пневматичного пістолета [14].

Стосовно проблеми моделювання стійкості зброї стрільців нами розроблено модель техніки прицілювання юного стрільця з пневматичного пістолета [13], однак інших робіт на цю тему у відкритих публікаціях не знайдено.

Мета дослідження: розробити науково-методичні засади моделювання процесу збереження стійкості зброї стрільців з пневматичного пістолета.

Завдання дослідження:

- обґрунтувати параметри моделі стійкості та розробити методику їхньої кількісної оцінки з використанням електронної мішені;
- оцінити надійність тесту для визначення стійкості зброї під час прицілювання;
- розробити методику створення індивідуальних та групових моделей стійкості зброї та провести її апробацію.

Методи дослідження: оптоелектронна реєстрація рухів [7]; інтернет пошук результатів тренування провідних стрільців з пневматичного пістолета; методи математичного моделювання; варіаційна статистика [10]; кластерний аналіз [3]; однофакторний дисперсійний аналіз; двофакторний дисперсійний аналіз за кореляції даних; методи теорії надійності спортивних тестів [11]; статистичні тести на основі t-критерію Стюдента і F-критерію Снедекора; міжкласовий коефіцієнт кореляції; офісні комп'ютерні технології (Excel, Paint), система комп'ютерної математики Statistica.

Результати дослідження та їхнє обговорення. Для створення індивідуальних та групових моделей стійкості зброї було опрацьовано траєкторії прицілювання шістнадцяти спортсменів стрільців з пневматичного пістолета, які виконували змагальну вправу ПП-3 (60 залікових пострілів), з використанням оптоелектронного стрілецького тре-

нажера SKATT [6, 7]. За модельну характеристику процесу утримання стійкості зброї прийнято середню точку траєкторії прицілювання на електронній мішені SKATT протягом однієї секунди до пострілу (рис. 1). Це — один з основних параметрів технічної підготовленості, на який не впливають балістичні характеристики пістолета та кульок. Для того, щоб елімінувати систематичну похибку прицілювання, координати середніх точок траєкторій прицілювання були перераховані, відносно перенесеної плоско паралельно системи координат мішені SKATT з початком у центрі ваги цих 60 центрів траєкторій. Вирахувані відстані від загальної середньої точки траєкторії прицілювання всіх 60 пострілів до середніх точок траєкторій прицілювання та координати кожного окремого пострілу. Горизонтальну й вертикальну координати цієї точки було визначено з Excel-файлу підсумкових характеристик пострілу, утвореного з відповідного scatt-файлу з використанням програми «scattexp.vbs» (Copyright 2001 ZAO Scatt [7]).

Надійність тесту стосовно стійкості зброї було оцінено на основі результатів двофакторного дисперсійного аналізу за кореляції даних [10]. Факторами у дисперсійному аналізі прийнято варіацію результатів між пострілами у серії та варіацію результатів між спортсменами. Результати дисперсійного аналізу зведено у таблицю (табл. 1).

Оскільки між результатами пострілів в серії не виявлено статистично істотної різниці ($p = 0,096$), для обчислення коефіцієнта надійності досліджуваного тесту застосовано міжкласовий коефіцієнт кореляції:

$$\eta = \frac{MS_{\tau} - MS_{\epsilon}}{MS_{\tau}},$$

де MS_{τ} — міжкласова дисперсія, яка визначає різницю результатів між спортсменами; MS_{ϵ} — спільна дисперсія, яка визначає похибки тестування, спричинені варіацією результатів у серії пострілів разом із залишковою варіацією, яка є наслідком взаємодії двох факторів. При отриманому значенні міжкласового коефіцієнта кореляції ($\eta = 0,929$) надійність тесту можна вважати доброю.

Відсутність статистично істотної різниці між положенням центрів траєкторії прицілювання дає можливість прийняти параметри розсіювання цих точок за кількісні характеристики індивідуальної моделі техніки виконання прицілювання. Стабільність параметрів індивідуальної техніки прицілювання можна оцінити відносно малою часткою відповідної варіації (6,3 %) у загальній варіації за всіма факторами дисперсійного аналізу (див. табл. 1).

За результатами опрацювання координат траєкторії прицілювання створено індивідуальні моделі стійкості зброї 16 спортсменів (рис. 2). Обчислення проводились за авторською методикою оцифруван-

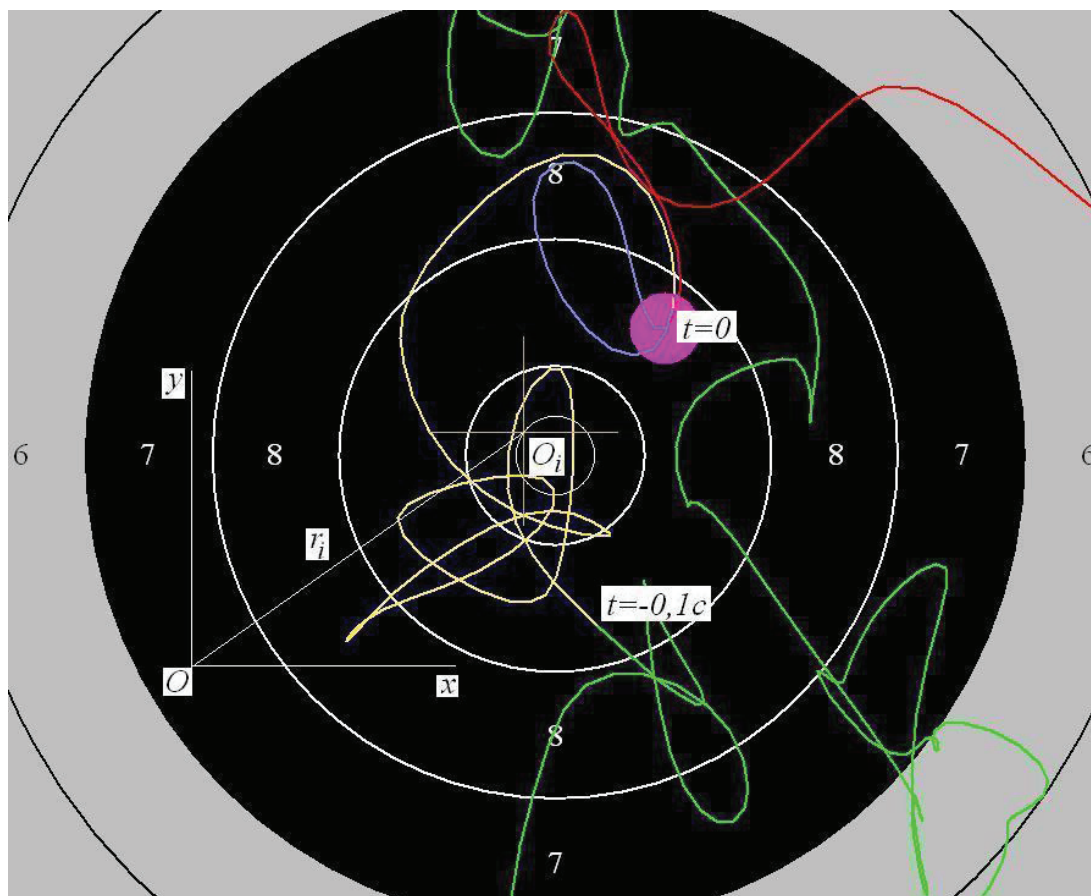


Рис. 1. Розрахункова схема параметрів прицілювання: $t=-0,1$ с — початок траєкторії прицілювання за 0,1 с до пострілу; $t=0$ — момент пострілу; O_i — центр траєкторії i -го пострілу; O — загальний центр всіх траєкторій прицілювання в серії шістдесяті пострілів

ня координат точок, створеною на основі офісних комп'ютерних технологій (Excel, Paint) [14].

Для створення групових моделей стійкості зброї застосовано методи варіаційної статистики [10] і кластеризації [3]. Основна ідея пропонованого підходу ґрунтується на положеннях кластерного аналізу, завдання якого полягає в розбитті заданої вибірки об'єктів на кластери, тобто підмножини, які не перекриваються між собою. Кожний кластер

складається з подібних об'єктів, а об'єкти різних кластерів суттєво різняться між собою. Об'єкт описується набором характеристиками, які називаються ознаками об'єкта. За цими ознаками складають матрицю відстаней між об'єктами, і кожний об'єкт описується відстанями до всіх інших об'єктів системи. Кількісним параметром процесу кластеризації є математичний критерій, за яким встановлюють границі між кластерними групами об'єктів.

Таблиця 1

Результати дисперсійного аналізу відстані середньої точки прицілювання шістнадцяти спортсменів у серії шістдесяті пострілів: SS — сума квадратів відхилень; df — число ступенів свободи; MS — дисперсія; F — критерій Снедекора; p — рівень істотності; Q частка від загальної варіації

Варіація	SS	df	MS	F	p	Q, %
Постріли	589	59	9,98	1,258*	0,096	6,3
Спортсмени	1698	15	113,22	14,275†	<0,001	18,2
Залишкова	7020	885	7,93			75,4
Спільна	7608	944	8,06			81,8
Загальна	9307	599	9,70			100

* $F_{0,05;59;885} = 1,336$; † $F_{0,05;15;885} = 1,678$

Система параметрів стійкості зброї при виконанні пострілу складається з вибірових сукупностей середньої відстані точок траєкторії прицілювання від її центра ваги за одну секунду до пострілу в окремих стрільців. Кожна з сукупностей характеризує певного стрільця за середнім рівнем і за варіацією цієї відстані:

$$M = \frac{\sum_{i=1}^n l_i}{n}; SE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (l_i - M)^2}{n(n-1)}},$$

де M — середнє арифметичне; l_i — середня відстань точок траєкторії прицілювання в i -му пострілі; n — кількість пострілів; SE — стандартна похибка середнього арифметичного.

Математичним критерієм процесу визначення положення границь між кластерами нами обрано рівень істотності, на якому може бути відхилена нульова гіпотеза стосовно походження вибірових сукупностей двох спортсменів з однієї генеральної сукупності. Критичне значення рівня істотності обираємо, виходячи з оптимальної кількості інтервалів, яка визначається за формулою Стерджеса: $k = 3,32 \lg n$. На рис. 2 показано границі генерального середнього середньої відстані точок траєкторії прицілювання 16 спортсменів, кожен з яких виконав по 60 пострілів.

Матрицю відстаней між середніми результатами окремих спортсменів складено з розрахункових значень рівня істотності, на якому може бути відхилена нульова гіпотеза: $H_0: M_i = M_j$, де $i, j = 1, 2 \dots n$ (табл. 2). Спортсмени розміщені у таблиці в ранжованій послідовності, починаючи від найкращого, тобто найменшого середнього значення. Перевірка цієї гіпотези проводилася з використанням t -кри-

терію Стюдента для незв'язаних сукупностей. Відповідні рівні істотності для нульової гіпотези стосовно дисперсії досліджуваних сукупностей $H_0: D_i = D_j$ були отримані з використанням F -критерію Снедекора і враховані при виборі формули для обчислення t -критерію Стюдента.

Кластеризацію групи стрільців проведено на трьох рівнях істотності 0,001; 0,01; 0,05 за результатами перевірки статистичної гіпотези стосовно середніх арифметичних. Алгоритм визначення границь між кластерами такий. Наприклад, починаємо порівнювати результати першого спортсмена з результатами решти п'ятнадцяти на рівні істотності 0,001. У лівій верхній половині таблиці у першому рядку в комірках другого й третього стовпців значення рівнів істотності 0,0416 0,0639 більші від критичного значення 0,001. Це свідчить про належність результатів першого, другого і третього спортсменів до одного кластера. Решта значень рівня істотності у першому рядку (стовпці від четвертого по шістнадцятий) менші від критичного, тому відповідних спортсменів слід зарахувати до інших кластерів. Праву межу другого кластера визначаємо, аналізуючи вміст клітинок у четвертому рядку матриці. В цих клітинках від п'ятого по одинадцятий стовпець значення рівня істотності не перевищують критичної величини, що свідчить про належність відповідних спортсменів, разом із четвертим спортсменом, до другого кластера. В комірках четвертого рядка з дванадцятого по шістнадцятий стовпець значення рівня істотності менші від критичного, отож відповідні спортсмени належать до інших кластерів. Праву границю третього кластера визначаємо, аналізуючи вміст клітинок дванадцятого рядка матриці. Оскільки всі

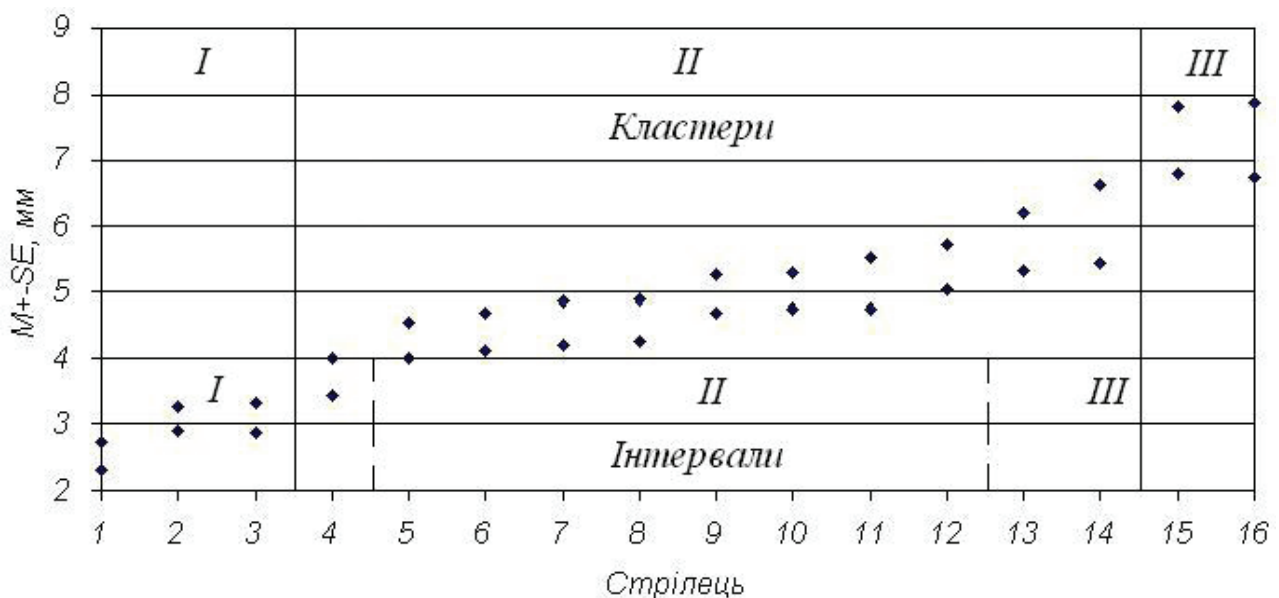


Рис. 2. Результати групи стрільців з розподілом на кластери та інтервали

Таблиця 2

Значення рівня істотності (перші чотири цифри дробової частини числа), на якому можуть бути відхилені нульові гіпотези стосовно походження вибірових сукупностей з однієї генеральної за середнім арифметичним (права верхня половина таблиці) й за дисперсією (ліва нижня половина).

№	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1		0416	0639	0006	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000
2	8027		9355	0583	0005	0002	0002	0001	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000
3	0888	0514		0978	0018	0009	0006	0004	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000
4	0078	0037	3283		1554	0891	0558	0432	0022	0013	0034	0003	0001	0006	0000	0000
5	0086	0041	3452	9730		7367	5351	4641	0827	0607	0704	0152	0048	0083	0000	0000
6	0016	0007	1368	6076	5842		7705	6889	1748	1368	1357	0375	0118	0160	0000	0000
7	0001	0001	0298	2280	2153	4878		9173	3150	2605	2337	0809	0264	0290	0000	0000
8	0001	0001	0304	2308	2179	4922	9943		3695	3092	2721	0989	0325	0343	0000	0000
9	0016	0007	1390	6136	5901	9932	4825	4869		9085	7381	3793	1394	1138	0001	0003
10	0031	0014	2005	7610	7354	8341	3667	3705	8408		8105	4318	1611	1287	0002	0004
11	0000	0000	0004	0096	0087	0367	1604	1583	0360	0218		6414	2884	2098	0010	0018
12	0000	0000	0029	0423	0391	1276	4046	4006	1255	0835	5666		5061	3521	0027	0044
13	0000	0000	0000	0004	0003	0022	0168	0165	0021	0011	3165	1162		7152	0246	0319
14	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0011	0001	0215		1098	1225
15	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0005	0005	0000	0000	0339	0073	2585	2374		9992
16	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0000	0064	0010	0813	5721	5364	

чотири значення рівня істотності в комірках цього рядка є більшими за критичне, відповідних спортсменів, разом з одинадцятим, слід зарахувати до одного кластера. Таким чином, шістнадцять спортсменів за досліджуванним показником поділено на три кластери (рис. 3 а).

Якщо ж процес кластеризації розпочати з результатів останнього шістнадцятого спортсмена, слід аналізувати вміст комірок стовпців. Так, в комірках шістнадцятого стовпця п'ятнадцятого, чотирнадцятого, тринадцятого, дванадцятого і одинадцятого рядків значення рівнів істотності більші від критичного, що вказує на належність відповідних спортсменів, разом із шістнадцятим спортсменом, до одного кластера. Решта значень рівня істотності у цьому стовпці (з першого по десятий рядок) менші від критичного, свідчить про їхню належність до інших кластерів. Положення другої міжкластерної границі визначаємо, досліджуючи вміст десятого стовпця таблиці. Значення рівня істотності у відповідних комірках від дев'ятого по четвертий рядок є більші від критичного, що вказує на їхню належність разом з десятим до другого кластера. Значення рівня істотності в комірках перших трьох рядків цього стовпця менші за критичне, тому відповідні спортсмени мають бути віднесені до іншого кластера. Значення рівня істотності в комірці третього стовпця більші від критичного, що свідчить про належність перших трьох спортсменів до того самого кластера (див. рис. 3 б). Починаючи процес

кластеризації з шістнадцятого спортсмена, ми отримали, загалом, ті самі три кластери, що й тоді, коли починали з першого спортсмена, тільки одна з границь між кластерами опинилася між результатами десятого й одинадцятого спортсменів.

Розглянемо алгоритм процесу кластеризації, яка починається не з крайнього об'єкта. Наприклад, почнемо з восьмого спортсмена. В комірках сьомого, шостого, п'ятого і четвертого рядків восьмого стовпця, а також в комірках дев'ятого, десятого, одинадцятого, дванадцятого, тринадцятого і чотирнадцятого стовпців восьмого рядка значення рівня істотності не менше від критичного, що вказує на склад кластера від четвертого по чотирнадцятого спортсмена. Значення рівня істотності в комірках третього стовпця більші від критичного, що визначає перший кластер у складі трьох перших спортсменів (див. рис. 3 в). Якщо розпочати кластеризацію з дев'ятого об'єкта, отримаємо ті самі три кластери (див. рис. 3 г).

Таким же способом отримано положення границь між кластерами на рівнях істотності 0,01 і 0,05 (див. рис. 3 д-м).

Загалом за різних рівнів й алгоритмів кількість кластерів у цій задачі знаходиться в межах від трьох до п'яти. За формулою Стерджеса оптимальна кількість інтервалів варіаційного ряду при обсязі сукупності 16 — це три-чотири. Кількість кластерів, сформованих на рівні істотності 0,05, дорівнює п'яти (див. рис. 3 и-м), тому в подальшому ре-

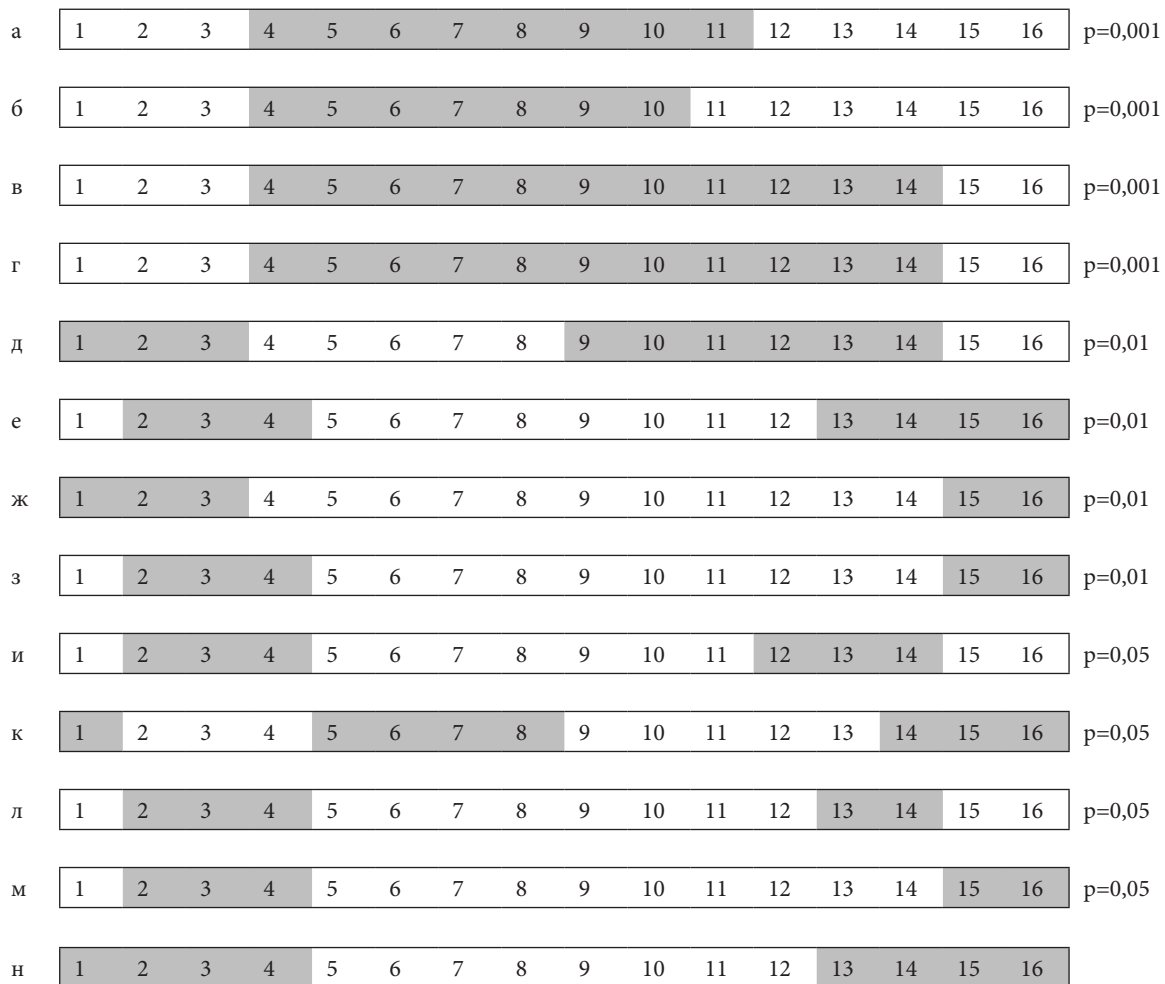


Рис. 3. Варіанти розподілу результатів групи стрільців на кластери (а-м) та інтервали (н).

зультати кластеризації на такому рівні істотності не використовуємо.

Найпростіший метод утворення підгруп — це розбиття варіаційного ряду на інтервали. Величина інтервалу визначається формулою:

$$h = \frac{M_{\max} - M_{\min}}{k}.$$

Для результатів досліджуваної групи шістнадцяти стрільців $M_{\max} = 7,30$ мм; $M_{\min} = 2,52$ мм; $h = 1,59$ мм. Границі інтервалів у цій задачі: 4,12 і 5,71 мм.

На рівнях істотності 0,001 і 0,01 кількість кластерів дорівнює три або чотири (див. рис. 3 а-з), що співпадає з результатом, отриманим по формулі Стерджеса. Привертає до себе увагу хаотична залежність положення границь між кластерами від положення початкового об'єкта алгоритму, кластеризації, якщо її процес починався з крайніх об'єктів ранжованого ряду, тобто з порівняння результатів першого або останнього спортсменів (див. рис. 3 а, б, д, е). Ці розбіжності в положенні границь між

кластерами зумовлюються, очевидно, впливом крайових ефектів.

Навпаки, розпочинаючи кластеризацію з центральних об'єктів, тобто з порівняння результатів восьмого і дев'ятого спортсменів, ми отримали те саме положення границь кластерів на рівнях істотності 0,001 (див. рис. 3 в, г), або майже те саме на рівні істотності 0,01 за виключенням зсуву границь першого кластера на один об'єкт вліво (див. рис. 3 ж, з). На рівні істотності 0,001 вплив крайового ефекту на положення границь кластерів, який проявляється при початку кластеризації з крайніх об'єктів, мінімальний: положення одного об'єкта (див. рис. 3 а, б).

Оскільки обсяги досліджуваних сукупностей дорівнюють 60 або більше, для опрацювання результатів доцільно застосувати методи параметричної статистики.

Для проведення порівняльної характеристики методу варіаційного ряду і кластерного аналізу використаємо характеристики наповнення груп, роз-

дільної здатності і подібність параметрів варіації і центральної тенденції інтервалів і кластерів.

Вплив методу групування (інтервальний або кластерний) на розподіл об'єктів на підмножини (кваліфікаційні групи стрільців) досліджено методом непараметричної статистики з використанням хі-квадрат критерію Фішера для атрибутивних ознак. Розрахункове значення критерію обчислювалося за формулою:

$$\chi^2 = \sum \frac{(O-E)^2}{E},$$

де O — отримані обсяги інтервалів і кластерів; E — усереднені обсяги відповідних пар інтервалів і кластерів. Оскільки розрахункове значення хі-квадрат критерію не перевищує критичного, нульова гіпотеза про належність вибірових розподілів в інтервалах і кластерах до одного генерального розподілу приймається (табл. 3). Таким чином, результати перевірки нульової гіпотези стосовно подібності частот в кваліфікаційних групах, утворених на основі інтервалів варіаційного ряду і на основі кластерів, свідчать про цілком вірогідну подібність наповненості відповідних пар інтервалів і кластерів ($p > 0,05$).

Роздільна здатність процесів групування за методом варіаційного ряду і кластерним методом була оцінена із застосуванням методу однофакторного дисперсійного аналізу. За фактор прийнято було кваліфікаційну групу у формі інтервалу і кластера. Було прийнято дві нульові гіпотези (окремо для інтервалів і окремо для кластерів) про середні арифметичні відповідних трійок груп $H_0: M_1 = M_2 = M_3$. Як для інтервалів ($F = 89,728$), так і для кластерів ($F = 85,272$) нульову гіпотезу стосовно подібності розподілу результатів в кваліфікаційних групах було відхилено з високою вірогідністю: $F_{(0,001; 2; 957)} = 6,958$. Подібний висновок як по варіації, так і по середнім значенням можна зробити на підставі даних перевірки нульових гіпотез стосовно подібності роз-

поділу результатів в кваліфікаційних групах при парних порівняннях на основі t статистик Стьюдента і F статистика Снедекора (табл. 4). Таким чином, можна вважати, що роздільна здатність процесів групування за методом варіаційного ряду і кластерним методом знаходиться на достатньо високому рівні ($p < 0,001$).

Оскільки положення кластерів, сформованих, починаючи з центральних об'єктів, на рівні істотності 0,001 є однозначно визначеним, використовуємо в подальшому такий розподіл: в першому кластері знаходяться перших три спортсмени, в другий — одинадцять наступних, а решта двоє — в третьому кластері. Саме такий розподіл результатів спортсменів по кластерах доцільно прийняти як основу для визначення модельних характеристик у відповідних кваліфікаційних групах.

Третім (після роздільної здатності і подібності наповнення груп) і найбільш інформативним показником для порівняльної характеристики методу варіаційного ряду і кластерного аналізу є подібність параметрів варіації і центральної тенденції інтервалів і кластерів (табл. 5). Загалом (у п'яти з шести можливих варіантів порівняльного аналізу) дані перевірки нульових гіпотез стосовно подібності розподілу результатів в кваліфікаційних групах, утворених на основі інтервалів варіаційного ряду і на основі кластерів вказують на подібність дисперсій ($p = 0,083; 0,483$) і середніх арифметичних значень ($p = 0,129; 0,511$). Тільки у другій парі інтервалів і кластерів зафіксовано статистично вірогідну різницю розсіяння ($p = 0,001$).

Положення границь інтервалів варіаційного ряду дещо відрізняється від положення границь кластерів. Причиною цих розбіжностей, очевидно, є різниця у принципах групування за цими двома методами. Запропонований варіант методу кластеризації ґрунтується на параметричних статистиках Стьюдента, які враховуються при перевірці нульової статистичної гіпотези і центральну тенденцію,

Таблиця 3

Результати перевірки нульової гіпотези стосовно подібності частот в кваліфікаційних групах, утворених на основі інтервалів варіаційного ряду і на основі кластерів

Параметр	Номер інтервалу або кластера			Сума
	1	2	3	
O_i	4	8	4	16
O_c	3	11	2	16
Сума	7	19	6	32
E	3,5	9,5	3,0	
$2(O-E)^2/E$	0,143	0,474	0,667	1,283*

$$* \chi^2_{(0,05; 2)} = 5,99$$

Таблиця 4

Дані перевірки нульових гіпотез стосовно подібності розподілу результатів в кваліфікаційних групах (справа згорі t -статистика Стьюдента, зліва внизу — F -Снедекора*)

Номер інтервалу / кластера	1	2	3
1		9,338/8,945	11,997/12,903
2	1,903/3,068		7,318/7,871
3	5,238/6,363	2,776/2,074	

*Максимальні критичні значення статистик при $p = 0,001$: $t = 3,323$; $F = 1,702$.

Таблиця 5

Результати перевірки нульових гіпотез стосовно подібності розподілу результатів в кваліфікаційних групах, утворених на основі інтервалів варіаційного ряду і на основі кластерів

Метод групування	Номер інтервалу або кластера		
	1	2	3
Інтервальний*	3,10 / 1,80	4,79 / 2,49	6,60 / 4,14
Кластерний*	2,90 / 1,63	4,89 / 2,86	7,30 / 4,12
F-статистика	1,216	0,754	1,010
$v_i / v_c / F(0,05; v_i; v_c) +$	239/179/1,262	479/659/0,869	239/119/1,308
p(F)	0,083	0,001	0,483
t-статистика	1,191	0,657	1,520
$v/t(0,05; v) +$	418/1,966	1103/1,962	358/1,967
p(t)	0,234	0,511	0,129

* M / SD; +v — число ступенів свободи.

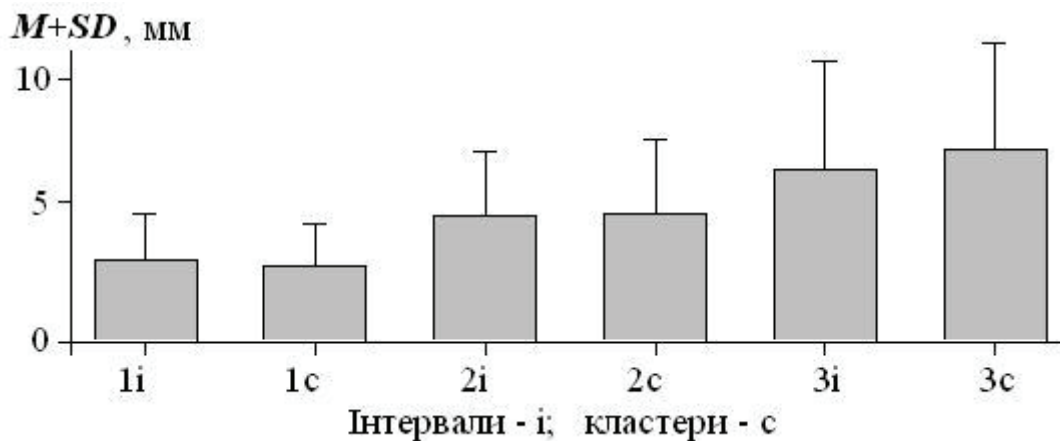


Рис. 4. Кількісні параметри моделей стійкості зброї стрільців, збудовані на кластерах (с) та інтервалах (і).

і варіацію вибірових сукупностей. У групуванні за методом варіаційного ряду враховано тільки положення крайніх об'єктів, тобто розмах — найменш інформативну характеристику варіації. Виходячи з цього, при створенні моделей стійкості зброї стрільців перевагу слід віддавати методу кластеризації у запропонованій модифікації, а результати, отримані методом варіаційного ряду розглядати як перше наближення, а також як орієнтир для вибору кількості кластерів за кількістю інтервалів варіаційного ряду (рис. 4).

Висновки

- За модельну характеристику стійкості зброї у стрільбі з пневматичного пістолета доцільно брати середню точку траєкторії при-
- цілювання на електронній мішені СКАТТ протягом однієї секунди до пострілу, яка є одним з основних параметрів технічної підготовленості і на положення якої не впливають балістичні характеристики пістолета та кульок. Коефіцієнт надійності відповідного тесту дорівнює 0,929, що доводить прийнятність цього тесту для оцінки спортивної техніки. Відсутність статистично істотної різниці між положенням центрів траєкторії прицілювання ($p = 0,096$) у заліковій серії змагальної вправи дає можливість прийняти параметри розсіювання цих точок за кількісні характеристики індивідуальної моделі стійкості зброї при прицілюванні.
- При визначенні границь між кваліфікаційними групами стрільців за параметром стійкості зброї метод кластеризації показав

свою ефективність і практичну корисність. Як кількісний критерій кластеризації результатів стійкості зброї спортсменів-стрільців доцільно використовувати рівень істотності, на якому може бути відхилена нульова гіпотеза про походження вибірових сукупностей результатів пари спортсменів з однієї генеральної сукупності, сформульована стосовно середніх арифметичних значень. З точки зору формування оптимальної кількості кваліфікаційних груп, що підтверджується відповідним результатом, отриманим по формулі Стерджеса, кластеризацію результатів групи спортсменів обсягом біля шістнадцяти осіб доцільно виконувати на рівні істотності 0,001.

- Процес кластеризації слід організовувати за алгоритмом, початок якого передбачає порівняльний аналіз результатів центральних об'єктів матриці, тобто зі спортсменів в середині ранжованого ряду. Початок кластеризації з результатів крайніх об'єктів, наприклад, з першого або з останнього спортсменів призводить до розбіжностей в положенні границь між кластерами, що зумовлюється, очевидно, впливом крайових ефектів. Положення границь інтервалів варіаційного ряду суттєво відрізняється від положення границь кластерів. Причиною цих розбіжностей, очевидно, є різниця у принципах групування за цими двома методами. Запропонований варіант методу кластеризації ґрунтується на параметричних статистиках Стюдента, які враховують при перевірці нульової статистичної гіпотези і центральну тенденцію, і варіацію вибірових сукупностей.
- Роздільна здатність процесів групування за методом варіаційного ряду і кластерним методом знаходиться на достатньо високому рівні ($p < 0,001$). Результати перевірки нульової гіпотези стосовно подібності частот в кваліфікаційних групах, утворених на основі інтервалів варіаційного ряду і на основі кластерів, свідчать про цілком вірогідну подібність наповненості відповідних пар інтервалів і кластерів ($p > 0,05$). Загалом (у п'яти з шести можливих варіантів порівняльного аналізу) дані перевірки нульових гіпотез стосовно подібності розподілу результатів в кваліфікаційних групах, утворених на основі інтервалів варіаційного ряду і на основі кластерів вказують на подібність дисперсій ($p = 0,083; 0,483$) і середніх арифметичних значень ($p = 0,129; 0,511$). Тільки у другій парі інтервалів і кластерів зафіксова-

но статистично вірогідну різницю розсіяння ($p = 0,001$).

- При створенні моделей стійкості зброї стрільців перевагу слід віддати методу кластеризації у запропонованій модифікації, а результати, отримані методом варіаційного ряду розглядати як перше наближення, а також як орієнтир для вибору кількості кластерів за кількістю інтервалів варіаційного ряду.

Список літератури

1. Ball K. A. Body sway, aim point fluctuation and performance in rifle shooters: inter- and intra- individual analysis / K. A. Ball, R. J. Best, T. V. Wright // *Journal of sports sciences*. — 2003. — Vol. 21 (7). — P. 559—566.
2. Edelmann-Nusser J. On-target trajectories and the final pull in archery / J. Edelmann-Nusser, M. Heller, M. Hofmann, N. Ganter // *European Journal of Sport Science*. — 2006. — Vol. 6 (4). — P. 213—222.
3. Hastie T. *The Elements of Statistical Learning*. / T. Hastie, R. Tibshirani, J. Friedman // Heidelberg: Springer, 2003. — 552 p.
4. Korostylova Y. Accuracy of shooting results imitation with an optoelectronic training system / Y. Korostylova, I. Zanevsky // *Book of Abstracts of the 14th Annual Congress of the European College of Sport Science, Oslo/Norway, 2009*. — p. 603.
5. Mononen K. Optoelectronic measures in the analysis of running target shooting. / K. Mononen, J. T. Viitasalo, P. Era, N. Kontinen // *Scandinavian Journal of Medicine and Science of Sports*. — 2003. — 13(3). — P. 200—207.
6. *Official Statutes Rules and Regulations*. International Shooting Sport Federation. München, Germany, 2009 — 436 p.
7. *Professional training systems SCATT*. Moscow: ZAO NPP SCATT, 2007. [Електронний ресурс]. — Режим доступу: <http://www.scatt.com>.
8. *RIKA Home Trainer*. (2008). Micheldorf, Austria: RIKASport GmbH (<http://www.rika1.com>).
9. *Technical-10 shooting analysis*. (2007). Oulu, Finland: Noptel Oy (<http://www.noptel.fi/eng/sport>).
10. Vincent W. *Statistics in Kinesiology*. Champaign, Illinois: Human Kinetics, 2005. — 328 p.
11. Morrow J. *Measurement and Evaluation in Human Performance*. / J. Morrow, A. Jackson, J. Disch, D. Mood // Champaign, Illinois: Human Kinetics, 2002. — 415 p.
12. *Верхошанский Ю. В.* Теория и методология спортивной подготовки: блоковая система подготовки спортсменов высокого класса / Ю. В. Верхошанский // *Теория и практика физ. культуры*. — 2005. — № 4. — С. 2—13.
13. Заневський І.П. Імітація латеральної складової польоту кулі на оптоелектронному стрілецькому тренажері / Заневський І.П., Коростильова Ю.С., Михайлов В.В. // *Педагогіка, психологія та медико-біологічні проблеми фізичного виховання і спорту*. — 2009. — № 11. — С. 40—50.

14. *Заневський І.П.* Неспецифічність тренування з оптоелектронною мішенню в стрільбі з пневматичного пістолета [Електронний ресурс]. / Заневський І.П., Коростильова Ю.С., Михайлов В.В. // Спортивна наука України. — 2009. — № 3. — С. 25—45. — Режим доступу: <http://www.sportscience.org.ua/index.php/Arhiv.html>.
15. *Кашуба В. О.* Підвищення ефективності тренувального процесу стрільців-кульовиків на основі біомеханічних ергогенних засобів відставленої дії / В. О. Кашуба, Т. О. Хабінець // Стрілецька підготовка в олімпійських видах спорту : зб. наук.-метод. пр. — Л., 2004. — С. 10 — 14.
16. *Пятков-Мельник В.Т.* Стрілецько-спортивна наука України (2001–2005) [Електронний ресурс]. // Спортивна наука України. — Л.: ЛДІФК, 2006. — 371 с.
17. *Шкретій Ю. М.* Управління тренувальними і змагальними навантаженнями спортсменів високого класу / Ю. М. Шкретій. — К.: Олімп. література, 2005. — 258 с. — ISBN 966-7133-81-8.

Надійшла до редакції 15.02.2010 р.

Заневський І.Ф., Коростильова Ю.С., Михайлов В.В. Модели устойчивости оружия стрелков из пневматического пистолета.

Целью исследования является разработка научно-методических основ моделирования процесса сохранения устойчивости оружия стрелков из пневматического пистолета. Задачи исследования: обосновать параметры модели устойчивости и разработать методику их количественной оценки с использованием электронной мишени; оценить надёжность теста для определения устойчивости оружия во время прицеливания; разработать методику создания индивидуальных и групповых моделей устойчивости оружия и провести её апробацию. Методы исследования: оптоэлектронная регистрация движений; интернет поиск результатов тренировки ведущих стрелков из пневматического пистолета; методы математического моделирования; вариационная статистика; кластерный анализ; однофакторный дисперсионный анализ; двухфакторный дисперсионный анализ при корреляции данных; методы теории надёжности спортивных тестов; статистические тесты на основе t-критерия Стьюдента и F-критерия Снедекора; межклассовый коэффициент корреляции; офисные компьютерные технологии (Excel, Paint), система компьютерной математики Statistica.

Показано, что за модельную характеристику устойчивости оружия в стрельбе из пневматического пистолета целесообразно принять среднюю точку траектории прицеливания на электронной мишени СКАТТ на протяжении одной секунды до выстрела, которая является одним из основных параметров технической подготовленности и на положение которой не влияют баллистические характеристики пистолета и пулек (коэффициент надёжности соответствующего теста равен 0,929).

Ключевые слова: стрельба из пневматического пистолета, моделирование, оптоэлектронный стрелковый тренажёр.

Zanevskyy I.P., Korostylova Yu.S., Mykhaylov V.V. Weapon stability models of air-pistol shooters.

The research aims at the elaboration of a scientific and methodological modelling basis of the process of air-pistol shooters' weapon stability. The research tasks are to substantiate parameters of the stability model and elaborate a method of its quantity evaluation using an optoelectronic target; to evaluate test reliability for weapon stability determination during the aiming; to develop a methodology for creation of individual and group models of weapon stability and to test it. The methods of research are as follows: optoelectronic registration of movements; the Internet data retrieval of top air pistol shooters results; methods of mathematical modelling; variational statistics; cluster analysis; one way ANOVA; two ways ANOVA with data correlation; methods of the reliability theory of sport tests; computer office technologies (MS Excel, Paint), and a computer mathematics programme Statistica.

The article reveals that a mean point of the aiming trajectory on the SCATT optoelectronic target during one second before a shot should be accepted as a model parameter of weapon stability as it is one of the basic parameters of a technical preparation and its position is not influenced by the ballistic characteristics of a pistol and pellets (a coefficient of correlation of the test equals 0.929).

Key words: air-pistol shooting, modelling, optoelectronic shooting training system.