

• **ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ У ФІЗИЧНОМУ ВИХОВАННІ
І СПОРТІ. БІОМЕХАНІКА ТА КІНЕЗІОЛОГІЯ**

• **INFORMATION TECHNOLOGIES IN PHYSICAL TRAINING
AND SPORT. BIOMECHANICS AND KINESIOLOGY**

УДК 796:008.12

**ТОЧНІСТЬ ШКАЛ ОЦІНЮВАННЯ
РІВНЯ ФІЗИЧНОГО ЗДОРОВ'Я.
Частина 1. ІНТЕР- ТА ЕКСТРАПОЛЯЦІЯ
ШКАЛИ ОЦІНЮВАННЯ**

Ігор ЗАНЕВСЬКИЙ

Львівський державний університет фізичної культури

Анотація. Метою роботи є розроблення шляхів підвищення точності шкал оцінювання, які використовуються у фізичному вихованні і спорті. Запропоновано модель апроксимації шкали оцінювання рівня фізичного здоров'я алгебричним поліномом третього степеня. Доведено, що інтерполяція шкал комплексу тестів, з яких складається сумарна оцінка, дозволяє суттєво зменшити верхню границю її похибки, для розширення діапазону оцінювання можна використати поліном другого степеня, обчислюючи його коефіцієнти за методом найменших квадратів, завдяки чому вдається отримати достатньо високий рівень апроксимації ($R^2 = 0,827 \div 0,999$).

Ключові слова: фізичне здоров'я, шкала оцінювання, точність, похибка, апроксимація.

Постановка проблеми. Одним із важливих заходів розвитку фізичної культури і спорту, передбачених відповідною Державною програмою на 2007-2011 роки, є розроблення та затвердження фізкультурно-оздоровчого комплексу тестування населення різних вікових груп [9]. На виконання завдань Програми передбачається розробити й запровадити в навчальних закладах систему контролю за станом фізичного розвитку та здоров'я вихованців, учнів, студентів та інших осіб, які навчаються в цих закладах [17]. Забезпечення точності методів кількісного оцінювання фізичного здоров'я – це необхідна умова успіху при застосуванні таких систем і комплексів у практиці фізичного виховання. Якісне математичне й метрологічне забезпечення є обов'язковою складовою комплексу засобів, спрямованих на забезпечення точності тестування [2, 6, 13].

Дослідження проведені відповідно до завдань теми 2.2.5 “Моделювання процесів взаємодії тіла людини зі спортивним приладдям” Зведеного плану наукових досліджень у галузі фізичної культури та спорту на 2006–2010 роки, № держреєстрації 0106U012607.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Оздоровчий ефект від занять фізичними вправами [18] контролюють за допомогою визначення фізичного стану [11, 15], фізичного розвитку [10], фізичної працездатності [16], фізичної підготовленості [12], рівня фізичного здоров'я [7], адаптаційного потенціалу організму [8]. За технологією виведення оцінки в усіх цих методах застосовано один із двох способів. За першим способом загальну оцінку в балах отримують із математичної формули, в яку підставляють результати тестування, антропометричні дані, вік і т. д. [8, 15]. За другим способом спочатку визначають оцінки за параметрами (результатами тестування, антропометричними даними або співвідношеннями між ними), а потім підраховують сумарну оцінку [7, 11].

При першому способі точність оцінки залежить від точності параметрів, тобто результатів вимірювань. При другому – додатковим джерелом неточності оцінювання може бути процес переведення параметрів (показників, індексів) в оцінку, тобто власне шкала оцінок. Наприклад, згідно з методом проф. Г.Л. Апанасенка [14], крок, з яким визначаються оцінки за результатами тестів, дорівнює 1, 2 або 3 балам (табл. Д1). Відповідна похибка становить

половину від кроку, тобто 0,5; 1,0 або 1,5 бала. Загальна оцінка в балах визначається як сума п'яти оцінок, кожна з яких встановлюється за результатами певного тесту й окремої таблиці оцінок. Похибка сумарної оцінки комплексу п'яти тестів становить від 3,0 до 4,5 бала (табл. 1), що практично дорівнює величинам трьох внутрішніх інтервалів оцінок (нижчий за середній, середній та вищий за середній): від 3,0 до 4,0 бала (див. табл. Д1).

Похибки вимірювання й обчислення самих показників значно менші від похибок оцінок, оскільки величина останніх обмежена знизу кількістю інтервалів. Наприклад, один із показників (час відновлення ЧСС після двадцяти присідань за 30 с) оцінюється з кроком 2 або 3 бали при різницях часу відновлення ЧСС величиною 30 або 60 секунд. Оскільки ЧСС вимірюється за 10 секунд, фактична точність оцінки може бути підвищена в 3÷6 разів порівняно з тією, яка використовується в таблиці Д1. Відповідно меншими будуть і похибки оцінок: $0,33 \div 0,67$ бала. Зважаючи на це, можна очікувати, що нижні границі похибок оцінок решти тестів також є суттєво меншими від тих, які закладені в табличній шкалі [14].

Зменшення кроків інтервалів шкали має супроводжуватися визначенням відповідних граничних значень показників й оцінок цих звужених інтервалів, тобто інтерполяцією шкали.

Таблиця 1

Похибки шкали оцінювання

Показник (<i>i</i>)	Оцінки (табл. Д1)	
	min	max
1	0,50	0,50
2	0,50	0,50
3	0,50	0,50
4	0,50	1,50
5	1,00	1,50
Разом	3,00	4,50

Метою роботи є розроблення шляхів до підвищення точності шкал оцінювання, які використовуються у фізичній культурі і спорті, на прикладі шкали рівня фізичного здоров'я [7].

Завдання дослідження.

1. Визначити похибки експрес-оцінювання рівня фізичного здоров'я людини.
2. Отримати залежності похибок обчислення параметрів експрес-оцінювання рівня фізичного здоров'я.
3. Розробити модель апроксимації шкали оцінювання рівня фізичного здоров'я аналітичними функціями.

Методи дослідження. Для визначення оцінок результатів тесту в середині внутрішніх інтервалів шкали оцінювання застосовано метод інтерполяції [1]. Розширення діапазону шкали оцінювання проводилося методом екстраполяції [3]. Коефіцієнти рівняння кубічної параболи як функції шкали оцінювання, визначалися шляхом розв'язання системи чотирьох лінійних алгебричних рівнянь за методом Крамера [5]. Апроксимацію функцією квадратичної параболи проведено методом найменших квадратів [4]. Обчислення проведені в системах комп'ютерної математики MS Excel і Mathematica.

Основні результати та їх обговорення. На основі кількості інтервалів ($N = 5$) у шкалі рівня фізичного здоров'я [14], візьмемо до уваги чотири точки шкали на границях, згаданих вище внутрішніх інтервалів. Якщо за інтерполяційну функцію прийняти алгебричний поліном, то в загальному це буде кубічна парабола, а в окремих випадках – квадратична парабола або лінійна функція:

$$E_i = \sum_{j=0}^{n_i} k_{i,j} I_i^j, \quad (1)$$

де E_i – оцінка i -го тесту; $i = 1, 2, 3, 4, 5$ – оцінка результату i -го тесту; $k_{i,j}$ – коефіцієнти полінома; $j = 0, 1, 2, 3$ – показник степеня аргументу; I – показник тесту; n_i степінь полінома.

Тести розуміємо так: ($i = 1$) індекс маси тіла як відношення маси тіла (m , кг) до квадрату його довжини (l^2 , м²); ($i = 2$) життєвий індекс як відношення життєвої ємності легенів (V , мл) до маси тіла (m , кг); ($i = 3$) силовий індекс як відсоткове відношення сили кисті (F , кгс) до маси тіла (m , кг); ($i = 4$) індекс Робінсона (спрощений варіант) як одна сота добутку частоти серцевих скорочень (S , хв.⁻¹) і систолічного артеріального тиску (P , мм рт. ст.); ($i = 5$) відновлення ЧСС – це час, за який ЧСС повертається до рівня спокою після виконання двадцяти присідань за тридцять секунд.

Для обчислення коефіцієнтів інтерполяційної функції у формі кубічної параболи необхідно записати чотири пари координат параметра (I) й відповідної оцінки (E). Значення на границях інтервалів оцінок визначаємо як середнє арифметичне оцінок цих інтервалів. Значення на границях параметрів визначаємо як середнє арифметичне найближчих до цієї границі значень (табл. 2). Наприклад, оцінка силового індексу ($i = 3$) на границі середнього й вищій за середній інтервалів дорівнює: $(1 + 2)/2 = 1,5$. Відповідна величина силового індексу для чоловіків дорівнює: $(70 + 71)/2 = 70,5$.

Таблиця 2

**Координати опорних точок (на границях інтервалів)
для апроксимації шкали оцінювання поліномом: показник / оцінка**

i	стать	Границі інтервалів			
		низький – нижчий за середній	нижчий за середній – середній	середній – вищий за середній	вищий за середній – високий
1	Ч*	18,95 / -1,5	20,05 / -0,5	25,05 / -0,5	28,0 / -1,5
	Ж*	16,95 / -1,5	18,65 / -0,5	23,85 / -0,5	26,0 / -1,5
2	Ч	50,5 / -0,5	55,5 / 0,5	60,5 / 1,5	65,0 / 2,5
	Ж	40,5 / -0,5	45,5 / 0,5	50,5 / 1,5	56,0 / 2,5
3	Ч	60,5 / -0,5	65,5 / 0,5	70,5 / 1,5	80,0 / 2,5
	Ж	40,5 / -0,5	50,5 / 0,5	55,5 / 1,5	60,0 / 2,5
4	Ч, Ж	110,5 / -1,5	94,5 / -0,5	84,5 / 1,5	70,0 / 4,0
5	Ч, Ж	179,5 / -0,5	119,5 / 2,0	89,5 / 4,0	60,0 / 6,0

Примітка. Ч* – чоловіки; Ж* – жінки.

Коефіцієнти рівнянь кубічної параболи як функції шкали оцінювання, визначені шляхом розв'язання системи чотирьох лінійних алгебричних рівнянь за методом Крамера [5], подано в табл. 3.

Таблиця 3

Коефіцієнти рівняння шкали оцінювання, поданої у вигляді кубічною парабою

i	стать	Коефіцієнти рівняння апроксимації шкали			
		k_0	k_1	k_2	k_3
1	Ч	-215,78	26,319	-1,0556	0,0139
	Ж	-61,023	7,028	-0,255	0,0028
2	Ч	-10,5	0,2	0	0
	Ж	1,7962	-0,491	0,0152	-0,0001
3	Ч	78,5	-4,0167	0,065	-0,0003
	Ж	45,5	-2,8167	0,055	-0,0003
4	Ч, Ж	-86,475	3,4858	-0,043	0,0002
5	Ч, Ж	8,5	-0,0125	-0,0006	0,000002

Диференціюванням формули (1) отримуємо рівняння для визначення екстремальних значень шкали оцінювання:

$$\frac{\partial E_i}{\partial I_i} \equiv \sum_{j=1}^{n_i-1} j k_{i,j} I_i^{j-1} = 0 \quad (2)$$

При цих значеннях параметра оцінка набуває локального екстремуму, оскільки змінюється знак похідної. Наявність локального екстремуму в діапазоні оцінювання має сенс тільки в одній із п'яти шкал, що використовуються для оцінювання комплексу тестів. Екстремум (максимум) оцінки має бути за оптимального співвідношення маси й довжини тіла, який визначається першим параметром – індексом маси тіла. Інші шкали повинні мати монотонний характер зміни – висхідний чи спадний.

Для індексу маси тіла чоловіків апроксимаційна функція кубічної параболі шкали оцінювання набуває екстремальних значень при двох значеннях індексу: 22,2 і 28,5. Першому з них відповідає оптимальне співвідношення маси й довжини тіла, за яке нараховується максимальна оцінка (рис. 1). Друге значення знаходиться близько до лівої границі інтервалу високих значень індексу. Це обмеження діапазону аналітичної форми шкали можна усунути, подавши апроксимаційну функцію квадратичною параболою. Коефіцієнти відповідного рівняння, отримані методом найменших квадратів [4], подано в табл. 3. Ця функція має один екстремум (23,2), якому відповідає оптимальне співвідношення маси й довжини тіла. Точність апроксимації квадратичною параболою ($R^2 = 0,8267$) можна вважати задовільною.

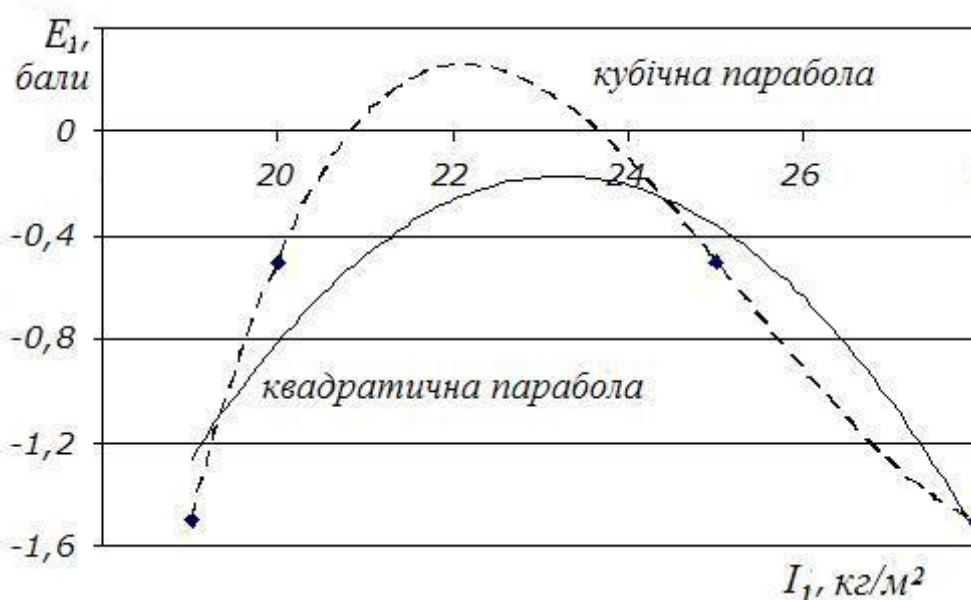


Рис. 1. Графіки шкали оцінювання за індексом маси тіла для чоловіків

Для індексу маси тіла (жінок) апроксимаційна функція кубічної параболі шкали оцінювання набуває екстремальних значень при таких двох значеннях: 21,1 і 39,6. Першому з них відповідає оптимальне співвідношення маси й довжини тіла, за яке нараховується максимальна оцінка (рис. 2). Друге значення знаходиться досить далеко від лівої границі інтервалу високих значень індексу. Подібно до шкали для чоловіків обмеження діапазону аналітичної форми шкали для жінок можна усунути, подавши апроксимаційну квадратичною параболою. Ця функція матиме один екстремум (21,4), якому відповідає оптимальне співвідношення маси й довжини тіла. Точність апроксимації шкали квадратичною параболою досить висока ($R^2 = 0,9862$).

Привертає до себе увагу різниця у величинах внутрішніх інтервалів (нижчий за середній, середній і вищий за середній) індексу маси чоловіків (1,0; 4,9; 2,9) і жінок (1,6; 5,1; 2,1) при тому, що загальна величина цих інтервалів для одних і других однакова ($28,0 - 18,9 = 26,0 - 16,9 = 9,1$). Характер розподілу границь інтервалів за цим показником для жінок видається вдалішим, ніж для чоловіків, оскільки відстань до екстремального значення від лівої границі високого інтервалу шкали для жінок ($39,6 - 26,0 = 13,6$) значно більша, ніж для чоловіків ($28,5 - 28,0 = 0,5$). Опосередковано перевага способу градації рівнів індексу маси тіла для жінок проявляється й при порівнянні апроксимаційних кривих кубічної та квадратичної параболою.

ли (див. рис. 1 і 2). Точність апроксимації шкали параметра квадратичною для жінок суттєво краща, ніж для чоловіків. Тому для практичного використання можна використовувати шкалу на основі квадратичної параболі і для чоловіків, і для жінок. Шкалу на основі кубічної параболі можна використовувати лише для жінок.



Рис. 2. Графіки шкали оцінювання за індексом маси тіла для жінок

На підставі цих даних видається доцільним переглянути розміщення границь між внутрішніми інтервалами шкали індексу маси тіла для чоловіків у напрямку наближення характеру їхнього положення до шкали для жінок, наприклад: 18,95 – нижчий за середній – 20,65 – середній – 25,85 – вищий за середній. За такого розподілу апроксимаційна функція кубічної параболі шкали оцінювання:

$$E_1 = 0,0028 \times I_1^3 - 0,2718 \times I_1^2 + 8,0818 \times I_1 - 76,121 \quad (3)$$

набуває екстремальних значень при таких двох значеннях індексу: 23,1 і 41,6. Першому з них відповідає оптимальне співвідношення маси й довжини тіла, за яке нараховується максимальна оцінка. Друге значення знаходиться досить далеко від лівої границі інтервалу високих значень індексу. Подібно до попереднього обмеження діапазону аналітичної форми цієї шкали можна усунути, подавши апроксимаційну як квадратичну параболу:

$$E_1 = 0,0733 \times I_1^2 + 3,4347 \times I_1 - 40,258 \quad (4)$$

Ця функція матиме один екстремум (23,4), якому відповідає оптимальне співвідношення маси й довжини тіла. Точність апроксимації за такого розміщення границь між внутрішніми інтервалами шкали є досить високою ($R^2 = 0,9862$).

Шкала оцінювання життєвого індексу для чоловіків є лінійною функцією, яка за своєю природою не має екстремумів, тому й обмежень з її використанням не виникає (рис. 3).

Шкала оцінювання життєвого індексу для жінок дещо відрізняється від лінійної функції (рис. 4). Оцінки набувають екстремальних значень на значній відстані від зовнішніх границь внутрішніх інтервалів при значеннях індексу 20,2 і 80,2. Оскільки ці відстані (20,3 і 24,2) є суттєво більшими за сумарну величину внутрішніх інтервалів (15,0), можна вважати, що обмежень із використанням цієї шкали не повинно виникати.

Для силового індексу чоловіків апроксимаційна функція кубічної параболі шкали оцінювання набуває екстремальних значень при двох значеннях індексу: 50,6 і 79,4. Друге з них знаходиться в межах внутрішнього інтервалу значень індексу вищого за середній. Обмеження діапазону аналітичної форми чоловічої шкали можна усунути, подавши апроксимаційну фун-

кцію квадратичною параболою. Ця функція має один екстремум (87,6), значення індексу для якого знаходиться на досить значній відстані від верхньої границі внутрішніх інтервалів. Точність апроксимації шкали квадратичною параболою досить висока ($R^2 = 0,9982$).

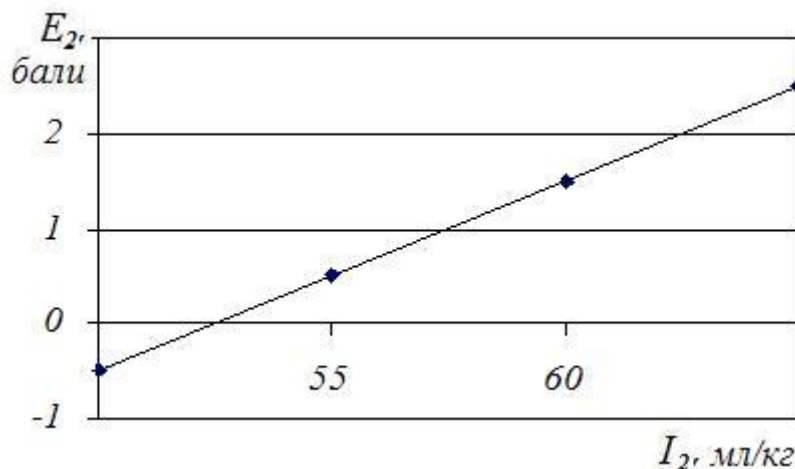


Рис. 3. Графіки шкали оцінювання за життєвим індексом для чоловіків

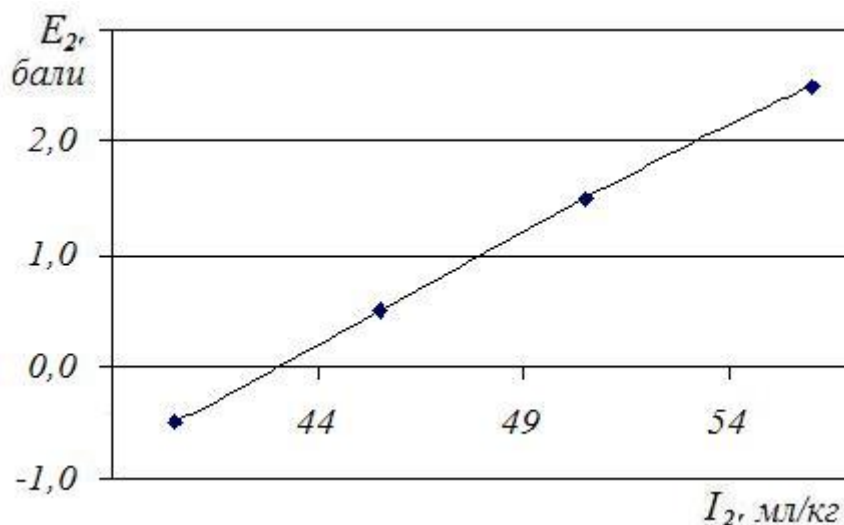


Рис. 4. Графіки шкали оцінювання за життєвим індексом для жінок

Для силового індексу жінок спостерігаємо подібну до шкали для чоловіків форму апроксимаційної функції. Кубічна параболою шкали оцінювання набуває екстремальних значень при таких двох значеннях: 40,6 і 79,4 (рис. 6). Перше з них знаходиться в межах внутрішнього інтервалу значень індексу нижчого за середній. Подібно до чоловічої шкали обмеження діапазону аналітичної форми жіночої шкали можна усунути, подавши апроксимаційну як квадратичну параболою. Ця функція матиме один екстремум (33,6), значення індексу для якого знаходиться на досить значній відстані від нижньої границі внутрішніх інтервалів. Точність апроксимації шкали квадратичною параболою така ж висока, як і у прикладі шкали оцінювання для чоловіків ($R^2 = 0,9982$).

Порівняльний аналіз графіків шкал оцінювання за силовим індексом для чоловіків і жінок дозволяє виявити ознаки їхньої подібності й різниці як у варіанті апроксимації кубічною параболою, так і квадратичною. Шкали для чоловіків випуклі, а для жінок увігнуті. Загальна величина трьох внутрішніх інтервалів однакова, й кожна пара шкал (чоловіків-жінок) має центральну симетрію відносно середини відрізка, який сполучує крайні точки внутрішніх інтервалів. Ця властивість є наслідком симетричності величин інтервалів сусідніх до середнього для чоловіків (5,0 і 10,0) і для жінок (10,0 і 5,0).

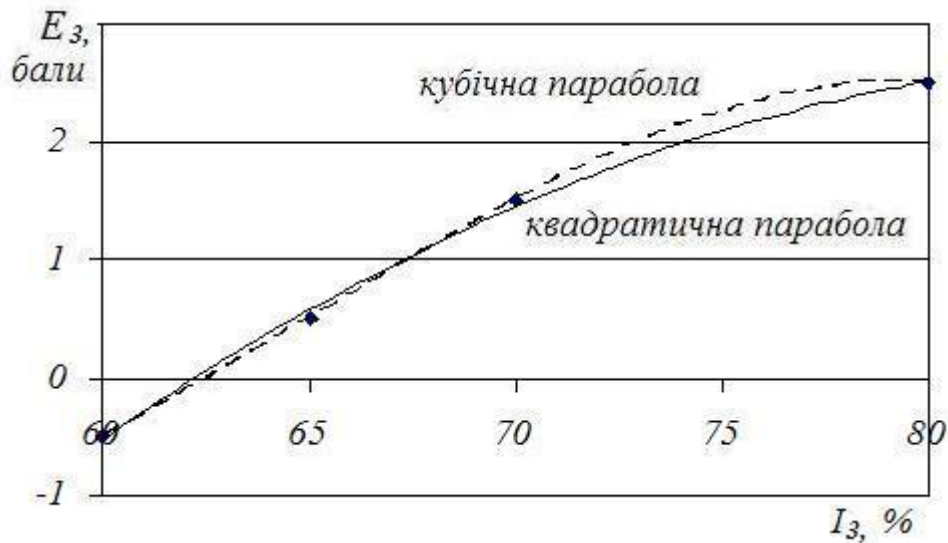


Рис. 5. Графіки шкали оцінювання за силовим індексом для чоловіків

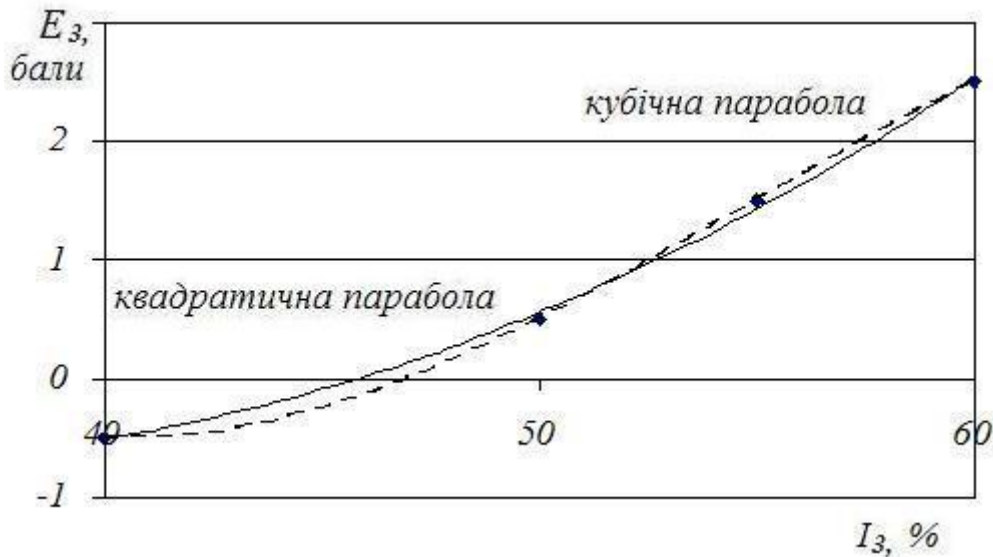


Рис. 6. Графіки шкали оцінювання за силовим індексом для жінок

Для спрощеного варіанту індексу Робінсона апроксимаційна функція кубічної параболи шкали оцінювання набуває екстремальних значень при двох значеннях індексу: 65,4 і 106,6. Перше з них знаходиться досить близько до нижньої границі внутрішніх інтервалів, а друге – у межах внутрішнього інтервалу значень індексу вищого за середній. Обмеження діапазону аналітичної форми цієї шкали можна пом'якшити, подавши апроксимаційну функцію квадратичною параболою. Точність апроксимації шкали квадратичною параболою досить висока ($= 0,9896$). Ця функція матиме один екстремум (125,3), який знаходиться на досить значній відстані від верхньої границі внутрішніх інтервалів (рис. 7).

Шкала оцінювання часу відновлення ЧСС при апроксимації функцією кубічної параболи набуває екстремальних значень при двох значеннях індексу: -9,5 і 189,5. Перше з них не має сенсу, оскільки воно від'ємне, а друге знаходиться досить близько від верхньої границі внутрішніх інтервалів. Обмеження діапазону аналітичної форми цієї шкали можна пом'якшити, подавши апроксимаційну функцію квадратичною параболою. Точність апроксимації шкали квадратичною параболою дуже висока ($= 0,9991$). Ця функція матиме один екстремум при значенні індексу 250,3, яке знаходиться на досить значній відстані від верхньої границі внутрішніх інтервалів (рис. 8).

Подання шкали оцінювання фізичного здоров'я алгебричним виразом дозволяє також розширити діапазони параметрів фізичного здоров'я. Це означає, що у відкритих, тобто край-

ніх інтервалах (низький і високий), з'являється можливість диференційованого оцінювання. Якщо для кожного з внутрішніх інтервалів може бути застосована лінійна інтерполяція, яка дає наближене диференціювання оцінок, то для кожного із зовнішніх інтервалів, при такому підході, можливим є тільки продовження лінії графіка оцінок сусіднього внутрішнього інтервалу. Діапазон значень параметра й оцінки для цього треба розділити на шість ділянок, границями яких прийняти чотири границі між інтервалами табличної шкали й три середні точки внутрішніх інтервалів. Наприклад, графік шкали оцінювання за індексом маси тіла для чоловіків може бути поданий ламаною лінією, яка складається з чотирьох відрізків прямих ліній (рис. 9). Пари крайніх відрізків лінійної апроксимації для цієї шкали виявилися частинами спільних прямих, тому кількість лінійних ділянок скоротилася з шести до чотирьох (5).

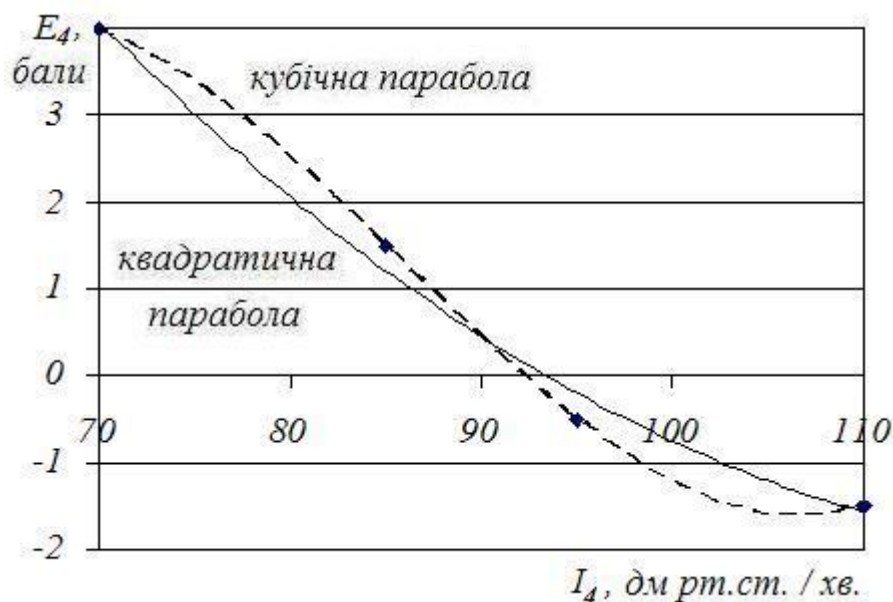


Рис. 7. Графіки шкали оцінювання для спрощеного варіанту індексу Робінсона

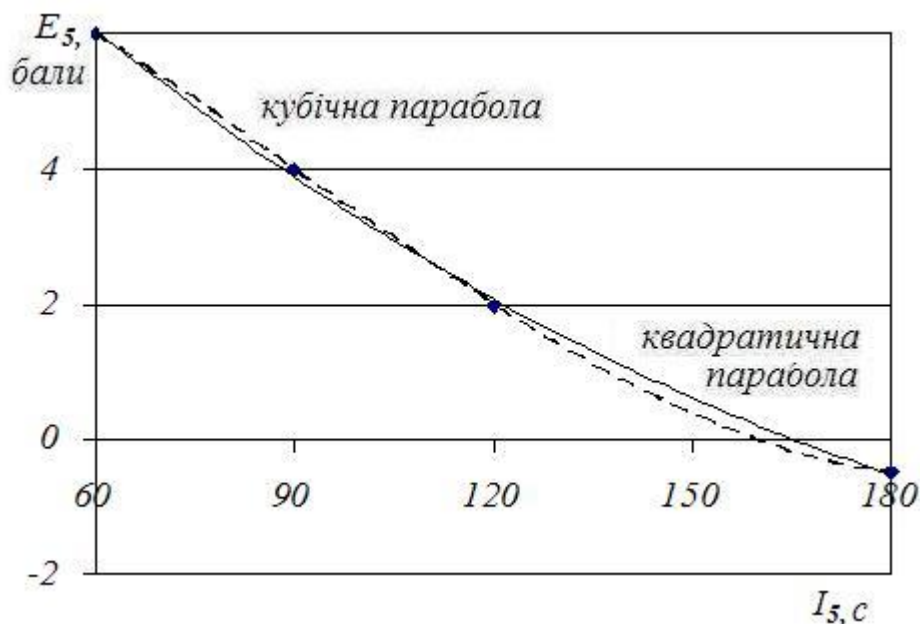


Рис. 8. Графіки шкали оцінювання для часу відновлення ЧСС

Порівняно з параболічними шкалами шкала оцінювання, яка побудована на основі лінійної апроксимації, має недоліки. По-перше, це не гладкий характер закономірності, тобто наявність точок перелому (графік – ламана лінія). По-друге, це необхідність подання аналітичної форми шкали як різних залежностей на окремих інтервалах (5). І третє, це обмежені

(двома точками сусіднього внутрішнього інтервалу) дані для екстраполяції шкали на відповідний зовнішній інтервал. Наприклад, графік шкали оцінювання за індексом маси тіла для чоловіків в інтервалі низьких оцінок є простим продовженням графіка з інтервалу оцінок нижчого зі середній, а графік в інтервалі високих оцінок є продовженням графіка з інтервалу оцінок вищого за середній. Ці дві ділянки графіка лінійної апроксимації оцінки побудовано без урахування координат середнього інтервалу.

Таблиця 4

Коефіцієнти рівняння шкали оцінювання, поданої квадратичною параболою

i	стать	Коефіцієнти рівняння апроксимації шкали			R^2
		k_0	k_1	k_2	
1	Ч	-215,78	26,319	-1,0556	0,8267
	Ж	-61,023	7,028	-0,255	0,9862
3	Ч	-31,455	0,7882	-0,0045	0,9982
	Ж	4,3273	-0,3027	0,0045	0,9982
4	Ч, Ж	29,356	-0,5012	0,002	0,9896
5	Ч, Ж	11,364	-0,1001	0,0002	0,9991

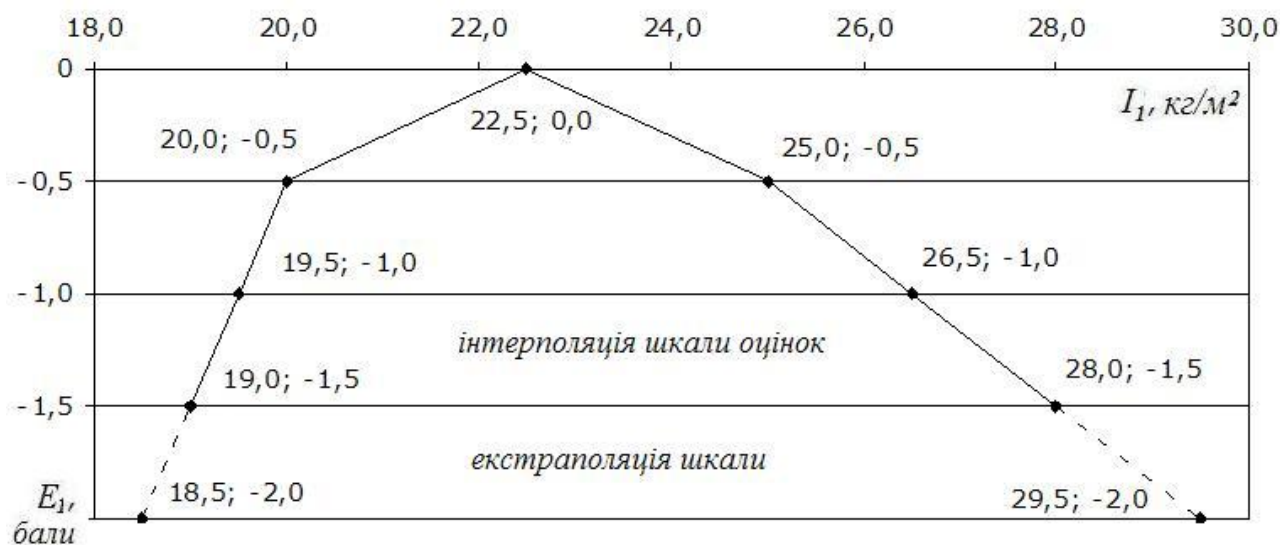


Рис. 9. Графік лінійної апроксимації шкали оцінювання за індексом маси тіла для чоловіків

Тому лінійна апроксимація може розглядатися як перше наближення до нелінійної апроксимації (наприклад, квадратичною або кубічною параболою) у спробі подати шкалу оцінювання в аналітичній формі.

$$E_1 = \begin{cases} -20,5 + I_1, & I_1 < 20; \\ -4,5 + 0,2 \times I_1, & 20,0 \leq I_1 < 22,5; \\ 4,5 - 0,2 \times I_1, & 22,5 \leq I_1 < 25,0; \\ 7,83 - 0,33 \times I_1, & I_1 \geq 25,0. \end{cases} \quad (5)$$

Висновки:

1. Похибка відомої системи експрес-оцінювання рівня фізичного здоров'я людини становить від 3,0 до 4,5 бала, що практично дорівнює величинам трьох внутрішніх інтервалів оцінок (нижчий за середній, середній та вищий за середній), тобто від 3,0 до 4,0 бала. Інтерполяція шкал комплексу тестів, з яких складається сумарна оцінка, дозволяє суттєво зменшити верхню границю цієї похибки.

2. Оскільки при оцінюванні фізичного здоров'я людини використовують п'ять рівнів,

для інтерполяції шкали оцінювання аналітичною функцією доцільно застосовувати алгебричний поліном третього степеня (кубічну параболу), прийнявши за опорні точки границі між інтервалами. Для розширення діапазону оцінювання (екстраполяція шкали) можна використати поліном другого степеня (квадратичну параболу), обчислюючи його коефіцієнти за методом найменших квадратів, оскільки вдається отримати достатньо високий рівень такої апроксимації ($= 0,827 \div 0,999$).

3. Точність апроксимації шкали оцінювання за індексом маси тіла квадратичною параболою для жінок ($= 0,9862$) суттєво краща, ніж для чоловіків ($= 0,8267$). Тому для практичного застосування можна використовувати шкалу на основі квадратичної параболи і для чоловіків, і для жінок. Шкалу ж на основі кубічної параболи рекомендуємо застосувати лише для жінок.

4. Шкала оцінювання життєвого індексу для чоловіків є лінійною функцією, а для жінок ця шкала дещо відрізняється від лінійної функції. Оцінки набувають екстремальних значень на значній відстані від зовнішніх границь внутрішніх інтервалів при значеннях індексу 20,2 і 80,2. Оскільки ці відстані (20,3 і 24,2) є суттєво більшими за сумарну величину внутрішніх інтервалів (15,0), можна вважати, що обмежень з використанням цієї шкали не повинно виникати.

Напрямок подальших досліджень. У другій частині роботи буде представлено метод визначення похибки аналітичної моделі оцінки рівня фізичного здоров'я людини.

Додаток 1

Таблиця Д1

Шкала оцінювання фізичного здоров'я за методом проф. Г.Л. Апанасенка [14]

і. Показник, його одиниці виміру (оцінка)	стать	Рівні показника				
		низький	нижчий за середній	середній	вищий за середній	високий
1. Індекс маси тіла, кг / м ² (бали)	Ч*	$\leq 18,9$	19,0÷20,0	20,1÷25,0	25,1÷28,0	$> 28,0$
	Ж*	$\leq 16,9$	17,0÷18,6	18,7÷23,8	23,9÷26,0	$> 26,0$
	Ч, Ж	-2	-1	0	-1	-2
2. Життєвий індекс, мл / кг (бали)	Ч	≤ 50	51÷55	56÷60	61÷65	> 65
	Ж	≤ 40	41÷45	46÷50	51÷56	> 56
	Ч, Ж	-1	0	1	2	3
3. Силовий індекс, % (бали)	Ч	≤ 60	61÷65	66÷70	71÷80	> 80
	Ж	≤ 40	41÷50	51÷55	56÷60	> 60
	Ч, Ж	-1	0	1	2	3
4. Індекс Робінсона, дм рт. стовп./ хв. (бали)	Ч, Ж	≥ 111	110÷95	94÷85	84÷70	< 70
		-2	-1	0	3	5
5. Відновлення ЧСС, с (бали)	Ч, Ж	≥ 180	179÷120	119÷90	89÷60	< 60
		-2	-1	3	5	7
Загальна оцінка (бали)	Ч, Ж	≤ 3	4÷6	7÷11	12÷15	16÷18

Примітка. Ч* – чоловіки; Ж* – жінки.

Список літератури

1. Апанасенко Г. Л. Соматическое здоровье и максимальная аэробная способность индивида / Апанасенко Г. Л., Науменко Р. Г. // Теория и практика физической культуры. – 1988. – № 4. – С.29-31.
2. Баевский Р. М. Прогнозирование состояний на грани нормы и патологии. – М : Медицина, 1979. – 298 с.
3. Державна програма розвитку фізичної культури і спорту на 2007–2011 роки // Документ 1594–2006-п, редакція від 15.11.2006. [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://zakon.rada.gov.ua>

4. *Иващенко Л. Я.* Программирование занятий оздоровительным фитнесом / Иващенко Л. Я., Благий А. Л., Усачёв Ю. А. – К. : Науковий світ, 2008. – 198 с.
5. *Карпман В. Л.* Тестирование в спортивной медицине / Карпман В. Л., Белоцерковский З. Б., Гудков И. А. – М. : Физкультура и спорт, 1988. – 208 с.
6. *Круцевич Т. Ю.* Теорія і методика фізичного виховання : у 2-х томах. – К. : Олімпійська література, 2008. – Т. 1. – 392 с. – Т. 2. – 366 с.
7. *Начинская С. В.* Спортивная метрология. – М. : Издательский центр «Академия», 2008. – 240 с.
8. *Ошевенский Л. В.* Изучение состояния здоровья человека по функциональным показателям организма / Ошевенский Л. В., Крылова Е. В., Уланова Е. А. – Н. Новгород : Нижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского, 2007. – 67 с.
9. *Пирогова Е. А.* Совершенствование физического состояния человека. – К. : Здоров'я, 1989. – 164 с.
10. *Пирогова Е. А.* Влияние физических упражнений на работоспособность и здоровье человека / Пирогова Е. А., Иващенко Л. Я., Страпко Н. П.. – К. : Здоров'я, 1986. – 152 с.
11. Про затвердження заходів МОЗ України з розвитку фізичної культури і спорту на 2007-2011 роки. Наказ від 18.01.2007 № 15. 2010. [Електронний ресурс]. – Режим доступу: http://www.moz.gov.ua/ua/portal/dn_20070118_15.html
12. Фізична рекреація / за наук. ред. Є. Приступи. – Л. : ЛДУФК, 2010. – 448 с.
13. *Korn G. A.* Mathematical handbook / Korn G. A., Korn T. M. – London : McGraw-Hill Book Co., 2005. – 832 p.
14. Measurement and evaluation in human performance / Morrow J., Jackson A., Disch J., Mod D. – Champaign : Human Kinetics, 2009. – 472 p.
15. *Tadeusiewicz R.* Biometria / Tadeusiewicz R., Izvorski A., Majewski J.. – Kraków : AGH, 2003. – 380 p.
16. *Vincent W.* Statistics in Kinesiology. – Champaign : Human Kinetics, 2005. – 328 p.
17. *Whipkey K. L.* The power of calculus / Whipkey K. L., Whipkey M. N. – New York : John Willy & Sons, 2007. – 378 p.
18. *Wood T.* Measurement theory and practice in kinesiology / Wood T., Zhu W. – Champaign : Human Kinetics, 2006. – 440 p.

List of references

1. *Apanasenko G. L.* Somaticheskoe zdorov'e i maksimal'naja aerobnaja sposobnost' individua / Apanasenko G. L., Naumenko R. G. // Teoriya i praktika fizicheskoy kul'tury. – 1988. – № 4. – S. 29-31. (Rus.)
2. *Baevskij R. M.* Prognozirovanie sostojanij na grani normy i patologii. – М : Medicina, 1979. – 298 s. (Rus.)
3. Derzhavna prohrama rozvytku fizychnoyi kul'tury i sportu na 2007-2011 roky // Dokument 1594-2006-p, redaktsiya vid 15.11.2006. [Elektronnyy resurs]. – Rezhym dostupu: <http://zakon.rada.gov.ua> (Ukr.)
4. *Ivashchenko L. Ja.* Programmirovaniye zanjatij ozdorovitel'nym fitnessom / Ivashchenko L. Ja., Blagij A. L., Usachjov Ju. A. – K. : Naukovij svit, 2008. – 198 s. (Rus.)
5. *Karpman V. L.* Testirovanie v sportivnoj medicine / Karpman V. L., Belocerkovskij Z. B., Gudkov I. A. – М. : Fizkul'tura i sport, 1988. – 208 s. (Rus.)
6. *Krutsevych T. Yu.* Teoriya i metodyka fizychnoho vykhovannya : u 2-kh tomakh. – К. : Olimpiys'ka literatura, 2008. – Т. 1. – 392 s. – Т. 2. – 366 s. (Ukr.)
7. *Nachinskaja S. V.* Sportivnaja metrologija. – М. : Izdatel'skij centr «Akademija», 2008. – 240 s. (Rus.)
8. *Oshevenskij L. V.* Izuchenie sostojanija zdorov'ja cheloveka po funkcional'nym pokazatel'jam organizma / Oshevenskij L. V., Krylova E. V., Ulanova E. A. – N. Novgorod : Nizhegorodskij gosudarstvennyj universitet im. N.I. Lobachevskogo, 2007. – 67 s. (Rus.)
9. *Pirogova E. A.* Sovershenstvovanie fizicheskogo sostojanija cheloveka. – К. : Zdorov'ja, 1989. – 164 s. (Rus.)

10. Pirogova E. A. Vliyanie fizicheskikh uprazhnenij na rabotosposobnost' i zdorov'e cheloveka / Pirogova E. A., Ivawenko L. Ja., Strapko N. P. – K. : Zdorov'ja, 1986. – 152 s. (Rus.)
11. Pro zatverdzhennya zakhodiv MOZ Ukrainy z rozvytku fizychnoyi kul'tury i sportu na 2007–2011 roky. Nakaz vid 18.01.2007 – № 15. – 2010. [Elektronnyy resurs]. – Rezhym dostupu: http://www.moz.gov.ua/ua/portal/dn_20070118_15.html (Ukr.)
12. Fizychna rekreatsiya / za nauk. red. Ye. Prystupy. – L. : LDUFK, 2010. – 448 s. (Ukr.)

**ТОЧНОСТЬ ШКАЛ ОЦЕНКИ
УРОВНЯ ФИЗИЧЕСКОГО ЗДОРОВЬЯ.
Часть 1. ИНТЕР- И ЭКСТРАПОЛЯЦИЯ
ШКАЛЫ ОЦЕНКИ**

Игорь ЗАНЕВСКИЙ

*Львовский государственный университет
физической культуры*

Аннотация. Целью работы является разработка путей повышения точности шкал оценок, которые используются в физическом воспитании и спорте. Предложена модель аппроксимации шкалы оценки уровня физического здоровья алгебраическим полиномом третьего порядка. Показано, что интерполяция шкал батареи тестов, из которых состоит суммарная оценка, позволяет существенно уменьшить верхнюю границу её ошибки, а для расширения диапазона оценивания можно использовать полином второго порядка, вычисляя его коэффициенты по методу наименьших квадратов, благодаря чему удаётся получить достаточно высокий уровень аппроксимации ($R^2 = 0,827 \div 0,999$).

Ключевые слова: физическое здоровье, шкала оценки, точность, погрешность, аппроксимация.

**THE ACCURACY OF THE SCALES OF ESTIMATION
OF THE LEVEL OF PHYSICAL HEALTH
Part 1. EXTRA- AND INTERPOLATION
OF A SCALE OF ESTIMATION**

Ihor ZANEVSKYY

Lviv State University of Physical Culture

Annotation. A purpose of the work was to develop ways to increase the accuracy of the scales of the estimations, which are used in the physical culture and sports. A model of approximation of the scale of evaluation of the level of physical health with an algebraic polynome of the third order was proposed. It was shown that interpolation of the scales of the battery of the tests, of which consists summary estimation, makes it possible to substantially decrease upper boundary of its error, and for expanding the range of evaluation it is possible to use a polynomial of the second order, calculating its coefficients according to the method of the least squares, since it succeeds to obtain the sufficiently high level of this approximation ($R^2 = 0,827 \div 0,999$).

Key words: physical health, the scale of estimation, accuracy, error, approximation.