

УДК 621.391; 378.147

В. В. Дубровіна, В. Є. Козлов, Ю. В. Козлов, О. О. Новикова

### ВСТАНОВЛЕННЯ УЗГОДЖЕНОСТІ РЕЗУЛЬТАТІВ ПРИ РОЗВ'ЯЗУВАННІ ЗАДАЧ ЕКСПЕРТНОГО ОЦІНЮВАННЯ

Розглянуто підхід до розв'язування задач перевірки узгодженості думок експертів у процесі професійного відбору та в педагогічній кваліметрії.

К л ю ч о в і с л о в а: експертне оцінювання, професійний відбір, педагогічна кваліметрія.

**Аналіз публікацій та постановка проблеми.** Під час розв'язування задач експертного оцінювання в галузях педагогічної кваліметрії та професійного відбору з використанням різних шкал виникає потреба у виявленні взаємозв'язку між кількісними та якісними показниками деяких об'єктів порівняння (ОП), якщо їх треба або можна ранжувати. Для цього використовують коефіцієнт кореляції Пірсона для шкал відношень, інтервалів та кількісної шкали, рангову кореляцію Спірмена або Кендалла та інші – для шкали порядку [1]. В останньому випадку мова йде про дані так званої нечислової природи, для яких недостатня узгодженість об'єктів співставлення за одним із вимірів і малий обсяг вихідної вибірки не дають можливості отримати очікуваний результат [2, 3]. Це **обумовлює актуальність питання, анованого в назві статті, та її мету** – розглянути способи встановлення узгодженості результатів експертного оцінювання ОП.

**Виклад основного матеріалу.** У практиці розв'язування задач експертного оцінювання за міру узгодженості думок експертів використовують коефіцієнт конкордації, що розраховується за відомими формулами [4]:

$$W = \frac{12S}{n^2(m^3 - m)}, \quad (1)$$

$$S = \sum_{j=1}^m (S_{Rj} - R_{\text{сеп}})^2, \quad (2)$$

де  $n$  – кількість експертів;  $m$  – кількість об'єктів експертизи;  $S_{Rj}$  – сума рангів  $j$ -го об'єкта експертизи;  $R_{\text{сеп}}$  – середнє арифметичне сум рангів.

$$S_{Rj} = \sum_{i=1}^n R_{ji}, \quad (3)$$

$$R_{\text{сеп}} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m S_{Rj}. \quad (4)$$

У формулі (1) привертає увагу коефіцієнт у числівнику як натяк на емпіричність. Перепишемо формули у дещо іншому вигляді:

$$W = \frac{12}{n^2 m(m+1)} \tilde{S}, \quad (5)$$

$$\tilde{S} = \frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^m (S_{Rj} - R_{\text{сеп}})^2. \quad (6)$$

У виразі (5) перший множник позначимо як  $K = 12/n^2 m(m+1)$ . На рис. 1 наведено графік його залежності від  $n$  і  $m$ . Графік показує, що  $K$  швидко зменшується, і значення менше 0,1 досягається вже при  $n$  та  $m$ , які попарно дорівнюють 5 і 2, 4 і 3, 2 і 5. У табл. 1 наведено значення  $K$  залежно від кількості  $m$  об'єктів експертизи при фіксованій кількості експертів  $n = 5$ .

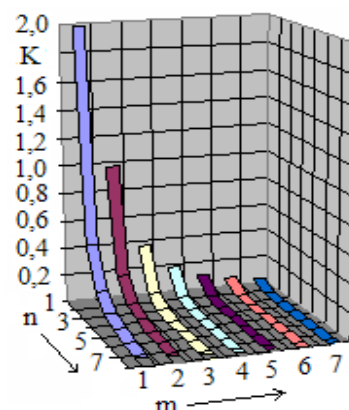


Рис. 1

Таблиця 1

$m$	2	3	5	7	9	11	13
$K$	0,080	0,040	0,016	0,009	0,005	0,004	0,003

Другий множник формули (5), поданий виразом (6), – незміщена точкова оцінка дисперсії сум рангів об'єктів експертизи. Характер зміни цієї складової відрізняється від характеру зміни дисперсії випадкової величини – вона зростає зі збільшенням  $m$ .

Результати розрахунків показують, що за умови рівності рангів деяких об'єктів порівняння значення коефіцієнта конкордації перевищує одиницю. Так, значення  $W = 1,1278$  отримане при перевірці розробленої авторами програми автоматизованої обробки результатів експертного оцінювання із застосуванням табличного процесора MS Excel, зокрема функції РАНГ, коли однаковим числом присвоюється однаковий ранг, що впливає на ранги наступних чисел (табл. 2). Умова рівності суми рангів (оцінок) кожного з експертів при цьому виконується. Тому встановлення узгодженості думок експертів у цьому випадку потребує попередньої обробки ранжированого списку.

Перевірка розрахунків за даними табл. 3 підтвердила наведений у прикладі [4, с. 213] результат  $W = 0,9$ . До речі, значення  $W = 0$  є взагалі недосяжним при парній кількості експертів.

Таблиця 2

Об'єкти експертизи	Експерти				
	1	2	3	4	5
1	1	1	1	1	1
2	2	1	1	1	2
3	2	3	3	3	3
4	4	4	4	4	4
5	5	5	5	5	5
6	6	6	6	6	6
7	7	7	7	7	7

Таблиця 3

Об'єкти експертизи	Експерти				
	1	2	3	4	5
1	4	6	4	4	3
2	3	3	2	3	4
3	2	2	1	2	2
4	6	5	6	5	6
5	1	1	3	1	1
6	5	4	5	6	5
7	7	7	7	7	7

На рис. 2 наведено результати розрахунку коефіцієнта конкордації у процесі моделювання процедури ранжирования  $n$  експертами для будь-якої кількості об'єктів порівняння  $m$  та варіювання кількістю експертів  $n'$ , точка зору яких не співпадає з усіма іншими. В табл. 4 наведені мінімальні значення  $W_{\min}$  залежно від кількості  $n$  експертів, які досягаються при  $n' \approx n/2$ .

Характер кривих показує, що значення коефіцієнта конкордації різко зменшується за недостатньої узгодженості об'єктів навіть стосовно одного з вимірів.

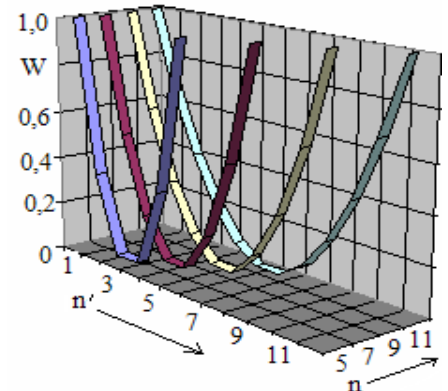


Рис. 2

Таблиця 4

$n$	5	7	9	11
$W_{\min}$	0,040	0,020	0,012	0,008

Головним недоліком коефіцієнта конкордації є необхідність підбору експертної групи і тренування експертів, що, на нашу думку, виключає будь-яку об'єктивність розв'язування задач експертного оцінювання, зокрема в галузях педагогічної кваліметрії та професійного відбору.

У праці [5] розглянуто використовуваний для порівняння вибірок  $X$  та  $Y$ , складених із оцінок  $y_i$  та  $x_i$ , модифікований коефіцієнт конкордації (МКК):

$$W_m = 1 - \frac{\sum_{i=1}^m |y_i - x_i|}{m(k-l)}, \quad (7)$$

де  $m$  – обсяг вибірки (фактично – кількість об'єктів експертизи, оцінюваних ознак тощо);  $k$  та  $l$  – відповідно максимально та мінімально можливі значення оцінок експертів, тому можна розглядати  $k-l = L_{\text{ш}}$  як довжину шкали, застосовувану для оцінювання.

Легко перевірити, що для будь-яких  $m, k, l$  при повному збігу оцінок числитель дробу дорівнює 0, так як  $m \cdot \Delta_i = m \cdot 0 = 0$ ; значення  $W_m = 1$ . При повному незбігу числитель дробу дорівнює  $m \cdot \Delta_i = m \cdot (k-l)$ ; значення  $W_m = 0$ .

У табл. 5 наведені дані числового прикладу [5] для  $m = 10, k = 5, l = 2$ . Вибірki  $Y$  та  $X$  розглядаються як оцінки  $y_i$  та  $x_i$  за чотирибальною шкалою, отримані студентами (об'єктами експертизи) за результатами тестування та іспиту відповідно. Так як значення оцінок відрізняються

Таблиця 5

Експерти (вибірки)	Об'єкти експертизи (студенти)									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 (Y)	2	3	3	3	4	4	4	4	5	5
2 (X)	4	3	3	3	3	4	4	4	5	5

тільки у двох стовпцях із десяти (у першому та п'ятому), інтуїтивно зрозуміло, що значення МКК має бути не менше 0,8; розраховане за формулою (7) значення дорівнює 0,9.

Якщо одну із вибірок, наприклад Y, визначити як еталон ( $y_1 = y_2 = \dots = y_i = y_m = 5$  за чотирибальною шкалою), то МКК можна використати для ранжирування деяких об'єктів порівняння за деякими ознаками, відповідні оцінки  $x_i$  яких за чотирибальною шкалою визначені експертним методом [6]. Такий підхід може бути прийнятним як для розв'язування задач педагогічної кваліметрії, так і для професійного відбору.

Крім МКК, для встановлення узгодженості експертних оцінок з еталоном можна використовувати також коефіцієнт рангової кореляції Спірмена  $W_S$  та коефіцієнт кореляції знаків Фехнера  $W_F$  [1]:

$$W_S = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^m (y_i - x_i)^2}{m(m^2 - 1)}; \quad (8)$$

$$W_F = \frac{3 - H}{3 + H}. \quad (9)$$

Позначення у формулах (1–8) мають однаковий смисл.

Для обчислень за формулою (9) підраховують кількість пар  $y_i$  та  $x_i$ , знаки відхилень яких від їх середнього значення збігаються (З) або не збігаються (Н).

Розраховані для прикладу з табл. 5 значення  $W_S = 0,97$ ,  $W_F = 0,6$ .

Перевірка можливості застосування розглянутих вище коефіцієнтів для рейтингового оцінювання ОП (кандидатів на навчання в ад'юнктурі) за даними експертного оцінювання [7] дала такі результати:

– після ранжирування за  $W_M$  і  $W_S$  та методикою, викладеною в [7], списки відібраних кандидатів збіглися; при цьому значення  $W_S$  розрізняються у третій цифрі після коми, а у  $W_M$  – вже у другій, що свідчить про більшу чутливість МКК;

– ранжирування за  $W_F$ , незважаючи на простоту розрахунку, виявило його недостатню роздільну здатність (деякі з кандидатів отримали однаковий рейтинг).

### Висновки

Розв'язуючи задачі експертного оцінювання, узгодженість результатів доцільно перевіряти з використанням модифікованого коефіцієнта конкордації або коефіцієнта рангової кореляції Спірмена. Ці коефіцієнти придатні також для використання в алгоритмах побудови ранжированих списків будь-яких об'єктів порівняння із застосуванням чотирибальної шкали порядку.

### Список використаних джерел

1. Корреляция [Электронный ресурс]. – Режим доступа : [ru.wikipedia.org](http://ru.wikipedia.org). – Название с экрана.
2. Красильников, В. В. Статистика объектов нечисловой природы [Текст] / В. В. Красильников. – Набережные Челны : Изд-во Камского политехн. ин-та, 2001. – 144 с.
3. Орлов, А. И. Нечисловая статистика [Текст] / А. И. Орлов. – М. : МЗ-Пресс, 2004. – 516 с.
4. Шишкин, И. Ф. Метрология, стандартизация и управление качеством [Текст] / И. Ф. Шишкин; под ред. акад. Н. С. Соломенко. – М. : Изд-во стандартов, 1990. – 342 с.
5. Кузнецов, А. В. Модифицированный коэффициент конкордации и его использование в нечисловой статистике [Электронный ресурс] / А. В. Кузнецов. – Режим доступа: [exponenta.ru/educat/referat/XIkonkurs/student32](http://exponenta.ru/educat/referat/XIkonkurs/student32). – Название с экрана.
6. Полторац, С. Т. Удосконалення науково-методичного апарату відбору кадрів для внутрішніх військ МВС України [Текст] / С. Т. Полторац, В. Т. Оленченко, В. Є. Козлов // Збірник наукових праць Харківського університету Повітряних Сил ім. Івана Кожедуба. – 2012. – Вип. 1 (30). – С. 223–225.
7. Козлов, В. Є. Методика рейтингового оцінювання для експертного застосування [Текст] / В. Є. Козлов, В. Т. Оленченко, І. О. Юзьков // Системи управління, навігації та зв'язку. – 2009. – Вип. 4 (12). – С. 69–74.

Стаття надійшла до редакції 06.09.2014 р.