

Самородов В.Б., д.т.н., Андросенко В.В.

НТУ «Харківський політехнічний інститут», м. Харків

РОЗМИТІ КОЕФІЦІЄНТИ ЯК ЗАСІБ ПІДВИЩЕННЯ ТОЧНОСТІ РАНЖУВАННЯ ПОКАЗНИКІВ ЯКОСТІ РОБОТИ ЕКСПЕДИЦІЙНИХ ПІДПРИЄМСТВ

Розроблено методику впровадження розмитих коефіцієнтів для підвищення точності рангових кореляцій. Представлені підходи для здійснення остаточного ранжування та аналізу впливу окремих ознак на інтегральний показник якості транспортно-експедиційного обслуговування. На прикладі виконано переведення вихідних даних від бальної до рангової форми двома прийомами, проведено ранжування за допомогою графічного та граничного засобів, проаналізовано ступінь розходження класичних методів переходу та запропонованої методики. Надамо практичні рекомендації щодо впровадження та використання проведеної роботи.

Вступ

Сучасний стан вітчизняного транспортно-експедиційного ринку характеризується постійним зростанням вимог споживачів відповідно рівня та номенклатури послуг. Якість обслуговування стає одним з найважливіших знарядь конкурентної боротьби, отже проблема знаходження її реального рівня для експедиторів різної форми власності набуває особливої актуальності. Багаторічні кваліметричні дослідження [1] експериментально довели теорему про неоднозначність ступеня впливу окремих факторів на підсумковий результат. Для складних систем управління якістю виникає необхідність проведення попереднього ранжування чинників для відсікання не впливових або несуттєвих.

Застосування Паретто-аналізу [2] для виконання градування факторів впливу (чинників, які викликають збільшення або зменшення загального рівня якості) пов'язано з деякими складнощами. Так, використання лише А, В, С шкал, призводить до надмірного спрощення розподілу коефіцієнтів на зверх, середньо та слабо впливові. Крім того, для застосування наданої методики необхідна наявність якісно точної та повної вхідної інформації. Але з роботи [3] відомо, що бажання клієнтів на ринку транспортних послуг носять нечіткий або неповний характер, тобто споживачі неточно уявляють та аналізують переваги на множині альтернатив.

Останнім часом для здійснення точного ранжування в нечітких умовах та при вирішенні ряду інших проблем широко використовуються експертні оцінки. Вони незамінні при рішенні складних задач, в яких необхідно залучення знань, інтуїції та досвіду висококваліфікованих спеціалістів (експертів).

Найбільшого поширення набув такий різновид методів експертних оцінок, як рангові кореляції. Однак використання методів рангових кореляцій вимагає від дослідників переведення вихідних даних від якісної та/або кількісної форм до рангового вигляду. Саме з цим переходом пов'язана неточність у розрахунках ступенів відповідності між послідовностями порядкових оцінок-коефіцієнтів рангової кореляції Спірмена (КС) та конкордації Кендела.

Класичні методики переходу вхідної інформації до рангової форми мають ряд суттєвих недоліків. Доведено, що використання лише прямих та зв'язаних рангів призводить до збільшення або зменшення важливості окремих вихідних даних, що в загальному підсумку може стати причиною неякісних або неповних підсумкових рішень та рекомендацій.

Лавиноподібне розширення знань у всіх наукових сферах призводить до розвитку старих та виникнення нових теорій, методів та методик. Аналіз літератури доводить, що експертні оцінки не є винятком. Так, в роботах [4, 5] були розроблені та проаналізовані процедури формування експертної комісії. Серед них можна виділити процедури «сніжного кома», взаємооцінки та самооцінки, використання формальних показників та ін.

Створенню раціональної системи аналізу результатів експертного опиту присвячено роботу [6]. Автором було запропоновано в якості вихідної бази використовувати парні порівняння та нечіткі переваги. Однак їх упровадження накладає значні обмеження на максимальну кількість запитань в одній стадії. Значно підвищується і час кожного етапу експертного опиту. Це призводить до швидкого втомлювання експертів і в загальному підсумку до неякісних результатів роботи комісії.

Використання інтервальних оцінок [7] значно підвищує обсяг вихідних даних і трудомісткість їх обробки. Все це стає основною перешкодою їх застосування для дослідження складних, асиметричних, детермінованих систем.

Мета роботи

Для підвищення надійності та точності методів рангових кореляцій необхідно розробити методіку переходу вихідних даних до рангової форми з використанням розмитих (нечітких) коефіцієнтів. Крім того, потрібно провести її перевірку на випадкових ситуаціях і виконати аналіз отриманих результатів для визначення ступеня її розбіжності із класичною.

Методіка дозволить підвищити доцільність використання класичних методів рангової кореляції та їх надійність для дослідження впливу окремих чинників на інтегральний показник якості.

Матеріал і результати дослідження

Створення методіки повинно проходити в чотири основних етапи: 1) розробка системи розрахунків розмитих коефіцієнтів; 2) синтез отриманої системи із класичним методом переходу; 3) представлення підходів для здійснення остаточного ранжування; 4) надання практичних прикладів.

Для виконання першого етапу необхідно надати визначення розмитим коефіцієнтам. Це зважені показники впливу згладжування переходу від бальної до рангової форми, тобто для m послідовностей з n елементами вони відповідно складають:

$$y_i^m = \frac{z_i^m}{\sum_{i=1}^m z_i^m}, \quad (1)$$

де y_i^m — розмитий коефіцієнт переходу від бальної до рангової форми для i -го елемента m -послідовності; n^m — кількість елементів в m -послідовності; z_i^m — зважена зворотна величина від бальної оцінки.

Необхідно зауважити, що для здійснення переходу необхідне виконання вимоги $n^m = const$, тобто кількість елементів у всіх послідовностях повинна бути величиною постійною. В разі невиконання наданої вимоги потрібно вводити додаткові елементи з нульовим значенням.

Зважена зворотна величина від бальної оцінки знаходиться за допомогою співвідношення

$$z_i = \frac{\max_{i=1}^S (x_i)}{x_i}, \quad (2)$$

де x_i — бальна оцінка i -го елемента;

$\max_{i=1}^S (x_i)$ — максимальний бал за всіма елементами всіх m -послідовностей;

S — загальна кількість елементів у всіх послідовностях $S = n^m m$.

Для здійснення синтезу отриманої системи із класичним методом переходу необхідно ввести однаковий для всіх послідовностей спеціальний додатковий коефіцієнт D :

$$D = \sum_{k=1}^n r_k, \quad (3)$$

де r_k — ранг елементу послідовності. Для максимального елементу $r_1 = 1$, для наступного за значенням $r_2 = 2$.

Остаточний перехід здійснюється з використанням залежності

$$R_i^m = D y_i^m, \quad (4)$$

де R_i^m — скорегований за допомогою розмитих коефіцієнтів ранг i -го елементу.

Для перевірки погодженості думок двох експертів або для відстеження дисидентів необхідно використовувати перероблений КС. Класичний коефіцієнт рангової кореляції приймає значення від -1 до 1 , а для аналізу розбіжностей нам потрібні значення від 0 до 1 , отже:

$$\rho = 1 - \frac{3[S(d^2) + T' + U']}{n^3 - n}, \quad (5)$$

де $S(d^2)$ — сума квадратів відхилення; T' та U' — відповідно показники зв'язаних рангів в опитуванні першого та другого експерта, тобто:

$$\begin{cases} T' = \frac{1}{12} \sum_t (t^3 - t) \\ U' = \frac{1}{12} \sum_u (u^3 - u) \end{cases}, \quad (6)$$

де t, u — число однакових рангів в одній групі зв'язаних рангів у результатах опитування відповідно першого та другого експертів.

Середній коефіцієнт КС відображає загальну ступінь погодженості думок всіх експертів:

$$\bar{\rho} = \sum_{i=1}^g \frac{\rho_i}{g}, \quad (7)$$

де g — загальна кількість попарних порівнянь експертів.

Четвертим етапом методики є остаточне ранжування факторів, які впливають на якість перевезення. Серед всього комплексу засобів для здійснення цієї операції значного розповсюдження набули граничний та графічний.

Граничний засіб полягає у виділенні f — зон важливостей (при застосуванні методики для Парето аналізу $f = 3$, тобто А, В, С). При визначенні межі переходу від одного рівня важливості до іншого необхідно використовувати максимальний сумарний скорегований ранг. Іншими словами для першого та другого варіанта переведення межа відповідно буде складати

$$\delta_j = \frac{\max_{j=1}^{n^m} \left(\sum_{i=1}^m r_i \right)}{f}; \quad (8)$$

$$\delta'_j = \frac{\max_{j=1}^{n^m} \left(\sum_{i=1}^m R_i^m \right)}{f}. \quad (9)$$

Використовуючи залежність (9), чітко визначаються елементи, які відповідають окремій межі важливості, тобто:

$$v: \{\mu_j \leq f\}. \quad (10)$$

На відміну від граничного графічний засіб ранжування полягає в побудові діаграм важливості за даними сумарних рангів за окремими факторами впливу. Відповідно для класичної та наданої методики вихідні дані діаграм розраховуються за допомогою співвідношень

$$\tau_j = \frac{5000}{\mu_j}; \quad (11)$$

$$\tau'_j = \frac{5000}{\sum_{i=1}^m R_i^m}, \quad (12)$$

де μ_j, μ'_j — сума рангів по j -тій ознаці згідно з класичною та запропонованою методикою, отже $\mu_j = \sum_{i=1}^m r_i$ та $\mu'_j = \sum_{i=1}^m R_i^m$.

За діаграмою візуально встановлюється послідовність важливості окремих факторів впливу. Крім того, графічний засіб дозволяє здійснювати перехід до граничного лише після диференціювання всіх факторів на окремі рівні.

Для пошуку точного значення відсоткової розбіжності класичної методики переходу з наданою необхідно розрахувати КС для першого та другого випадку ранжування та виконати аналіз одержаних розбіжностей за допомогою залежності (11):

$$\omega = \left(\frac{\bar{\rho}}{\rho} - 1 \right) \cdot 100\%, \quad (13)$$

де ω — розмір розбіжності, %;

$\bar{\rho}, \rho$ — середнє значення КС, відповідно, для обох варіантів.

Крім того, існує можливість здійснення неточного аналізу розбіжностей за допомогою побудови та візуального спостереження двох графіків важливості чинників, що досліджуються: парних графіків (сума у відсотках — сума рангів при класичному переході та сума в відсотках — сума рангів при використанні розмитих коефіцієнтів). Їх побудова повинна проходити з попереднім переходом до збільшеної зворотної величини від сумарних рангів. Так для обох методик вони відповідно визначаються

$$\alpha_j = \frac{\mu_1^{\%} \cdot \mu_j}{\mu_j}; \quad (14)$$

$$\alpha'_j = \frac{\mu_1^{\%} \cdot \mu'_j}{\mu'_j}, \quad (15)$$

де α_j, α'_j — значення збільшеної зворотної величини від сумарних рангів відповідно для першої та другої методик;

$\mu_j^{\%}$ — сума елементів по j -тому фактору впливу, % (вихідні дані в відсотках);

μ_j, μ'_j — сума рангів відповідно для обох методик.

Базуючись на дослідженнях М. Кендела в його роботі [8], методи рангових кореляцій умовно поділено на два основних напрямки: закономірності n послідовностей ($m = 2$ — лише два експерти); та m послідовностей ($m \geq 3$ — три і більше експертів). Відповідно до цього і використання двох коефіцієнтів для перевірки погодженості думок спеціалістів — рангової

кореляції Спірмена та конкордації Кендела (КК). Однак в нашому випадку для перевірки погодженості думок всіх експертів необхідно використовувати середній коефіцієнт КС, оскільки коефіцієнт КК створювався з припущення про рівномірність ранжування.

У якості прикладу запропоновано ситуацію з п'ятьма експертами та десятьма запитаннями. Запитання в нашому випадку носять характер перерахування факторів впливу. Для спрощення збору вихідної інформації по експертам доцільно використовувати чисельне або якісне анкетування. В прикладі використовується цілочисельна форма анкетування у вигляді таблиці (таблиця 1).

Таблиця 1

Результати чисельного анкетування за першим експертом

Можливі фактори впливу (збільшення або зменшення наданих чинників призводить до зміни інтегрального показника якості)	Відсоткові значення від 0 до 100%
1. Ціна обслуговування	100
2. Термін роботи експедитора на ринку транспортних послуг	60
3. Виконання терміну доставки вантажу	100
4. Втрати вантажу значно менші встановлених норм	80
5. Наявність послуг з експедиціонування вантажів	70
6. Відстеження руху вантажу	30
7. Невеликий час обробки заявки	40
8. Можливість переробки великої партії у відносно короткий термін	50
9. Додаткові послуги з оформлення документів	20
10. Наявність охорони вантажу	20

Результати опитування інших чотирьох експертів комісії приймають аналогічний вигляд. Наступним кроком всі отримані анкетні дані (за всіма спеціалістами) зводяться до загальної таблиці експертного опиту (табл. 2).

Таблиця 2

Результати опитування експертів

Запитання	Експерти				
	1	2	3	4	5
1	100	85	90	75	95
2	60	55	55	45	70
3	100	85	90	75	90
4	80	80	65	60	95
5	70	30	75	55	75
6	30	60	35	10	40
7	40	45	10	25	35
8	50	40	45	30	60
9	20	15	25	5	25
10	20	15	10	5	25

Далі виконується переведення результатів опитування з бальної до рангової форми з використанням розмитих коефіцієнтів та без них за наданими залежностями (1-4). За результатами переведення формуємо таблицю 3 та таблицю 4, відповідно.

Таблиця 3

Вихідні дані у ранговому вигляді (з використанням розмитих коефіцієнтів)

Запитання	Експерти				
	1	2	3	4	5
1	2,27	2,27	1,7	1,12	2,76
2	3,79	3,51	2,78	1,86	3,74
3	2,27	2,27	1,7	1,12	2,91
4	2,84	2,41	2,35	1,4	2,76
5	3,25	6,44	2,04	1,52	3,49
6	7,58	3,22	4,37	8,37	6,55
7	5,69	4,29	15,28	3,35	7,48
8	4,55	4,83	3,4	2,79	4,36
9	11,37	12,88	6,11	16,74	10,48
10	11,37	12,88	15,28	16,74	10,48

Таблиця 4

Вихідні дані у ранговому вигляді (без використання розмитих коефіцієнтів)

Запитання	Експерти				
	1	2	3	4	5
1	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5
2	5	5	5	5	5
3	1,5	1,5	3	1,5	3
4	3	4	1,5	3	1,5
5	4	3	4	4	4
6	8	8	7	8	7
7	7	6	9,5	7	8
8	6	7	6	6	6
9	9,5	9,5	8	9,5	9,5
10	9,5	9,5	9,5	9,5	9,5

Проводимо розрахунки залежностей (5) та (6) попарно для всіх експертів в опитуванні. Результати розрахунків зводимо до таблиці 5.

Результати розрахунків коефіцієнту рангової кореляції Спірмена

Експерти	Результати	
	Класичний перехід	З використанням розмитих коефіцієнтів
1 – 2	0,98	0,88
1 – 3	0,95	0,54
1 – 4	0,99	0,76
1 – 5	0,97	0,97
2 – 3	0,92	0,40
2 – 4	0,98	0,72
2 – 5	0,95	0,87
3 – 4	0,95	0,16
3 – 5	0,98	0,65
4 – 5	0,97	0,64
Сума	9,65	6,58
Середнє	0,97	0,66

Відповідно до розробленої методики виконуємо аналіз отриманих результатів за допомогою граничного та графічного засобів. Попередньо проводимо розрахунки сумарних значень за факторами впливу з використанням вихідних даних у відсотках, класичній ранговій формі та у вигляді рангів з розмитими коефіцієнтами.

Таблиця 6

Вихідні дані для остаточного аналізу результатів експертного опиту

№	μ_j	μ'_j	τ_j	τ'_j
1	7,5	10,12	666,67	494,07
2	25	15,68	200,00	318,88
3	10,5	10,27	476,19	486,85
4	13	11,76	384,62	425,17
5	19	16,74	263,16	298,69
6	38	30,09	131,58	166,17
7	37,5	36,09	133,33	138,54
8	31	19,93	161,29	250,88
9	46	57,58	108,70	86,84
10	47,5	66,75	105,26	74,91

За вихідними даними визначаємо (для прикладу) чотири зони важливості та розподіляємо за ними десять якісних чинників. В разі дослідження системи класичною або новою методикою пороги будуть відповідно складати

$$\delta_j = \frac{47,5}{4} = 11,88 \text{ та } \delta'_j = \frac{66,75}{4} = 16,69.$$

Результати аналізу зводимо до підсумкової робочої таблиці 7.

Таблиця 7

Розподіл якісних чинників за зонами важливості

Зони важливості	Класичний перехід		Перехід з використанням розмитих коефіцієнтів	
	δ_j	№	δ'_j	№
Сильно-важливі	менше 11,88	1, 3	менше 16,69	1, 2, 3, 4
Важливі	від 11, 888 до 23,76	4, 5	від 16,69 до 33,38	5, 6, 8
Середньо-важливі	від 23,76 до 35,64	2, 8	від 33,38 до 50,07	7
Слабо-важливі	більше 35,64	6, 7, 9, 10	більше 50,07	9, 10

При використанні графічного засобу аналізу за результатами шостої таблиці будуються дві діаграми важливостей. Саме їх побудова дозволяє визначити відносну важливість окремих факторів впливу на підсумковий результат. Після проведення візуального аналізу особливо важливі фактори виділено темним кольором (рис. 1).

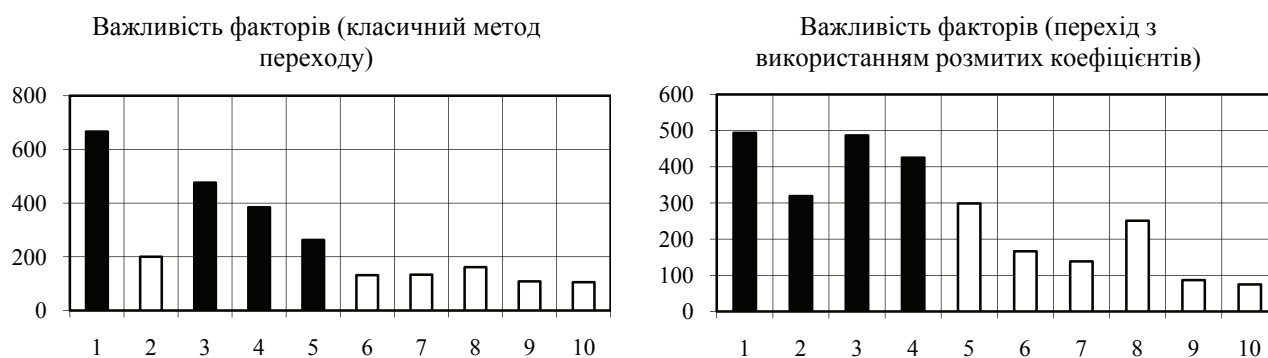


Рис. 1. Діаграми важливостей

Відповідно до етапів роботи необхідно визначити ступінь розходження класичної методики переходу та запропонованої. Іншими словами, потрібно знайти значення формули (13) та побудувати два парних графіка (рис. 2).

Таблиця 8

Вихідні дані для побудови парних графіків порівняння

№	$\mu_j^{\%}$	μ_j	μ'_j	α_j	α'_j
1	445	7,5	10,12	445,00	445,00
2	285	25	15,68	133,5	287,21
3	440	10,5	10,27	317,86	438,50
4	380	13	11,76	256,73	382,94
5	305	19	16,74	175,66	269,02
6	175	38	30,09	87,83	149,66
7	155	37,5	36,09	89,00	124,78
8	225	31	19,93	107,66	225,96
9	90	46	57,58	72,55	78,21
10	75	47,5	66,75	70,26	67,47

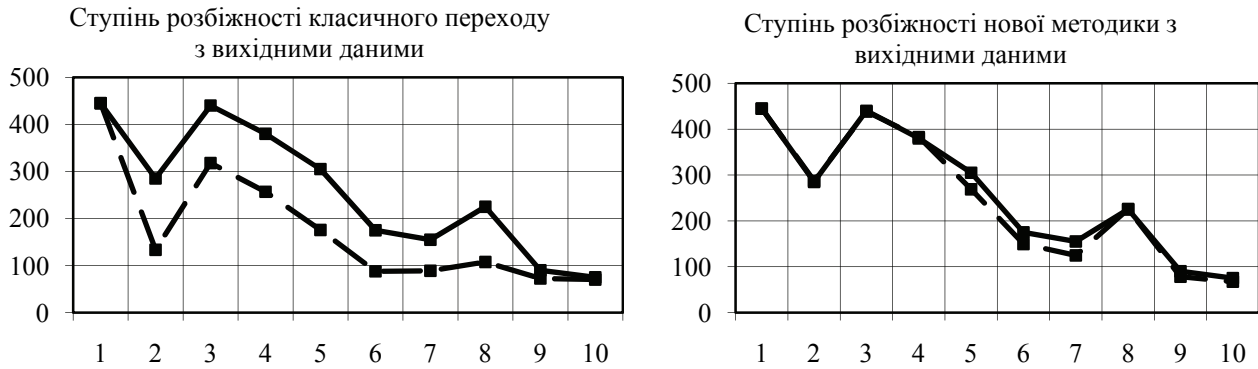


Рис. 2. Графіки ступені розбіжності

Висновки

У результаті роботи було розроблено та перевірено методику ранжування показників якості експедиційного обслуговування за допомогою розмитих коефіцієнтів. Приклад довів, що при великому розходженні в думках експертів класична методика призводить до необґрунтовано великого ступеня їх погодженості $\bar{\rho} = 0,97$. Використання нової методики дозволило отримати більш об'єктивні результати $\bar{\rho}' = 0,66$. Розбіжність складає $\omega = 46,9\%$. Крім того, візуальний аналіз двох парних графіків також доводить неточність методу класичного переходу. Областю застосування методики є складні системи оцінки якості роботи транспортно-експедиційних підприємств.

Список літератури

1. Азгальдов Г.Г. Теория и практика оценки качества товаров / Г.Г. Азгальдов. — М.: Экономика, 1982. — 248 с.
2. Бажин И.И. Логистический менеджмент / И.И. Бажин. — Харків: Консум, 2005. — 439 с.
3. Ягер Р.В. Нечеткие множества и теория возможностей: последние достижения / Р.В. Ягер — М.: Радио и связь, 1986. — С. 339-349.
4. Орлов А.И. Допустимые средние в некоторых задачах экспертных оценок и агрегирования показателей качества / А.И. Орлов // Многомерный статистический анализ в исследованиях: сборник научных статей. — М.: Наука, 1984. — С. 388-393.
5. Орлов А.И. Классификация объектов нечисловой природы на основе непараметрических оценок плотности / А.И. Орлов // Проблемы компьютерного анализа и моделирования: сборник научных статей. — Минск: Белорусский государственный университет, 1991. — С. 141-148.
6. Орлов А.И. Случайные множества с независимыми элементами (люсианы) и их применения / А.И. Орлов // Алгоритмическое и программное обеспечение прикладного статистического анализа: сборник научных статей. — М.: Наука, 1980. — С. 287-308.
7. Андреенков В.Г. Анализ нечисловой информации в социологических исследованиях / В.Г. Андреенков. — М.: Наука, 1985. — 220 с.
8. Кендэл М.Д. Ранговые корреляции / М.Д. Кендэл — М.: Статистика, 1975. — 214 с.

Стаття надійшла до редакції 09.10.09
© Самородов В.Б., Андросенко В.В., 2009