

УДК 37.013.2:37.013.41

к.ф.м.н., доц. Корольов М.Є.,

к.ф.м.н., доц. Корольов Є.О.,

к.ф.м.н., доц. Павленко В.І.

СТВОРЕННЯ АВТОМАТИЗОВАНОГО РОБОЧОГО МІСЦЯ З ДИСЦИПЛІНИ „БАГАТОВИМІРНИЙ СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ”

До АРМ „Багатовимірний статистичний аналіз” входять метод головних факторів (Алгоритм Хотеллінга), неметричні методи багатовимірного шкалювання, класична модель багатовимірного шкалювання Торгерсона, узагальнена модель пошуку індивідуальних розходжень Такера. При створенні тестів для даних моделей використовувались електронні таблиці MS Excel, середовище програмування Visual Studio 2010.

Ключові слова: вимірювання, багатовимірний статистичний аналіз, автоматизоване робоче місце

Моделювання та дослідження систем, як правило, потребують експериментальної роботи. З одного боку, експеримент дозволяє перевірити модель й, якщо треба, уточнити її. З іншого боку, модель підказує, який саме експеримент треба проводити, тобто дає інформацію для організації експерименту.

Експериментальна робота пов'язана з вимірюванням різних характеристик системи. Слід зауважити, що сучасне поняття вимірювань значно ширше, ніж класичне, де розглядалися тільки кількісні та однозначні виміри. Його особливостями є:

- 1) виміри якісних характеристик;
- 2) сприймання того факту, що вимір може не знімати невизначеності, якщо вона має розпливчасту природу;
- 3) урахування того, що виміри супроводжуються неминучими похибками;
- 4) величина, що цікавить експериментатора, часто є неспостережною, і можна спостерігати лише деяку функцію від неї.

Вимірювання - це операція, за якою явище, що спостерігається, ставитися у відповідність до одного з елементів певної вимірювальної шкали, необов'язково числової. Шкала може бути порядковою, якщо її елементи порівнянні між собою, або номінальною, якщо будь-які порівняння неможливі. Вимірювальна та експериментальна робота відіграє значну роль у виробничому менеджменті при створенні нових товарів, а також при підвищенні якості товарів, у маркетингових дослідженнях та розробці маркетингової стратегії.

Багатовимірний статистичний аналіз - логічний розвиток методів традиційної статистики, узагальнених у курсі загальної теорії статистики. Принципова відмінність полягає в тім, що об'єкти, соціальні, економічні явища розглядаються з обліком не одного або двох, а одночасно деякої безлічі ознак. Це дозволяє домогтися в дослідженнях повноти теоретичного опису спостережуваних об'єктів й об'єктивності наступних висновків. Тому спільне вивчення значень ознак дозволяє моделювати образ суб'єкта й реально оцінювати його поведінкову реактивність.

До АРМ „багатовимірний статистичний аналіз” входять чотири задачі: метод головних факторів (Алгоритм Хотеллінга), неметричні методи багатовимірного шкалювання, класична модель багатовимірного шкалювання Торгерсона, узагальнена модель пошуку індивідуальних розходжень Такера.

При створенні тестів для даних моделей використовувались електронні таблиці MS Excel, середовище програмування Visual Studio 2010. Головне вікно програми зображене на рисунку 1.

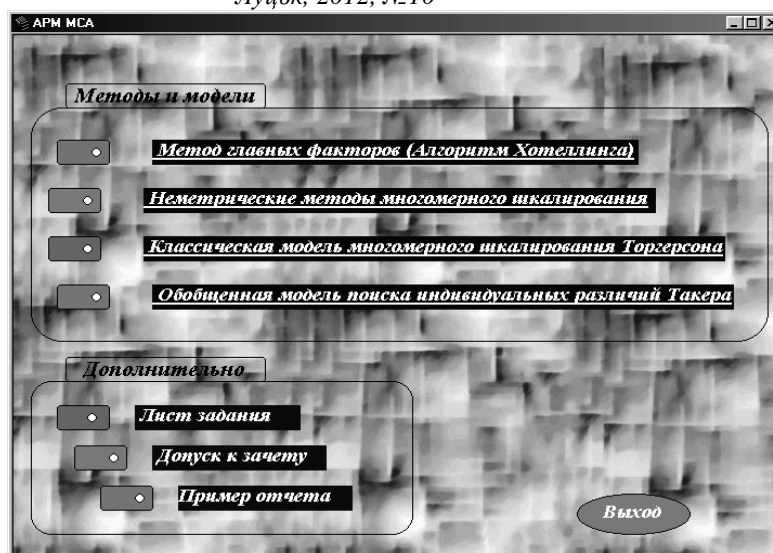


Рисунок 1 - Головне вікно АРМ „Багатовимірний статистичний аналіз”

Метод головних факторів (Алгоритм Хотеллінга)

Постановка задачі має наступний вигляд.

Дана кореляційна матриця R_h :

$$R_h = \begin{pmatrix} 0,687 & 0,58 & 0,69 & 0,25 & 0,211 \\ 0,58 & 0,14 & 0,439 & 0,66 & 0,4 \\ 0,69 & 0,439 & 0,42 & 0,1 & 0,621 \\ 0,25 & 0,66 & 0,1 & 0,97 & 0,9 \\ 0,211 & 0,4 & 0,621 & 0,9 & 0,68 \end{pmatrix}$$

Необхідно визначити факторні навантаження й геометрично представити спостережувані об'єкти в тривіальному просторі латентних (схованих) факторів.

Метод головних факторів використовується для рішення інших трьох завдань, тому його розуміння дуже важливе. Нижче наведемо приклад реалізації цього методу й покажемо як за допомогою тесту перевіряється результат.

Початок рішення - знаходження суми рядків матриці й відношень цих сум до максимальної суми. Заповнюється таблиця 1.

Таблиця 1 - Кореляційна матриця в першому ступені

Ознака	X1	X2	X3	X4	X5	$S_i(1)$	$\alpha(1)$
X1	0,61	0,48	0,51	0,15	0,11	1,86	0,53295
X2	0,48	0,91	0,39	0,66	0,4	2,84	0,81375
X3	0,51	0,39	0,58	0,81	0,21	2,5	0,71633
X4	0,15	0,66	0,81	0,97	0,9	3,49	1
X5	0,11	0,4	0,21	0,9	0,68	2,3	0,65903

Де $S_i(k)$ – сума i -го рядка кореляційної матриці в k -ому ступені, тобто

$$S_i^{(k)} = \sum_j r_{ij} ; \quad (1)$$

$\alpha(1)$ – відношення $S_i(1)$ до S_{\max} ,

$$\alpha^{(1)} = \frac{S_i^{(1)}}{S_{\max}} . \quad (2)$$

Перший цикл ітерації – зведення у квадрат кореляційної матриці – таблиця 2.

Таблиця 2 – Зведення у квадрат кореляційної матриці

Ознака	$Rh2= RhRh$	$S_i(2)$	$P_i(2)$	$\alpha(2)$	$d(2)$
--------	-------------	----------	----------	-------------	--------

	X1	X2	X3	X4	X5				
X1	0,8972	1,0715	0,9387	1,0659	0,576	4,5493	4,5493	0,472	0,061
X2	1,0715	1,8062	1,4445	1,9887	1,3647	7,6756	7,6756	0,797	0,017
X3	0,9387	1,4445	1,4488	1,7784	1,2057	6,8161	6,8161	0,708	0,009
X4	1,0659	1,9887	1,7784	2,8651	1,9356	9,6337	9,6337	1,000	0,000
X5	0,576	1,3647	1,2057	1,9356	1,4886	6,5706	6,5706	0,682	0,023

Де Pi(k) – добуток двох матриць попереднього циклу Rh й Si(k-1);

$\alpha(2)$ – відношення Pi(2) до Pmax, тобто ,

(3)
$$\alpha_i^{(2)} = \frac{P_i^{(2)}}{P_{max}}$$

d(k) – модуль різниці $\alpha(k)$ і $\alpha(k-1)$, тобто

(4)
$$d_i = |\alpha_i^{(2)} - \alpha_i^{(1)}|$$

Другий цикл ітерації - кореляційна матриця в четвертому ступені - таблиця 3.

Таблиця 3 - Кореляційна матриця в четвертому ступені

Ознака	Rh4= Rh2 Rh2					Si(3)	Pi(3)	$\alpha(3)$	d(3)
	X1	X2	X3	X4	X5				
X1	4,30216	7,15847	6,34005	8,92542	6,03144	32,7575	28,9729	0,484	0,012
X2	7,15847	12,3144	10,8898	15,6423	10,7046	56,7095	47,7426	0,798	0,001
X3	6,34005	10,8898	9,68318	13,8788	9,49589	50,2877	42,3656	0,708	0,000
X4	8,92542	15,6423	13,8788	20,2091	13,8992	72,5549	59,8368	1,000	0,000
X5	6,03144	10,7046	9,49589	13,8992	9,61037	49,7414	59,8368	1,000	0,318

Третій цикл ітерації: кореляційна матриця у восьмому ступені – таблиця 4.

Таблиця 4 - Кореляційна матриця у восьмому ступені

Ознака	Rh8= Rh4 Rh4					Si(4)	Pi(4)	$\alpha(4)$	d(4)
	X1	X2	X3	X4	X5				
X1	225,98	392,16	347,72	502,57	344,80	1813,30	1813,30	0,449	0,035
X2	392,16	680,74	603,66	872,55	598,69	3147,84	3147,84	0,780	0,018
X3	347,77	603,68	535,34	773,78	530,92	2791,50	2791,50	0,692	0,016
X4	502,57	872,55	773,78	1118,5	767,53	4035,01	4035,01	1,000	0,000
X5	344,80	598,69	530,9	767,53	526,68	2768,6	2768,64	0,686	0,314

Оцінки S й P підтверджують правильності проведених обчислень таким чином, оцінки компонентів першого власного вектора можна вважати достовірними.

Четвертий цикл ітерації - кореляційна матриця в шістнадцятому ступені –таблиця 5.

Таблиця 5 - Кореляційна матриця в шістнадцятому ступені

Ознака	Rh16= Rh8 Rh8					Si(5)	Pi(5)	$\alpha(5)$	d(5)
	X1	X2	X3	X4	X5				
X1	697279,9	1210491	1073460	1551673	1064695	5597599	5597599	0,449	0
X2	1210491	2101434	1863546	2693734	1848330	9717535	9717535	0,780	0
X3	1073460	1863546	1652588	2388796	1639094	8617484	8617484	0,692	0
X4	1551673	2693734	2388796	3452975	2369291	12456469	12456469	1,000	0
X5	1064695	1848330	1639094	2369291	1625711	8547121	8547121	0,686	0

П'ятий цикл ітерації - кореляційна матриця в тридцять другий ступені – таблиця 6.

Таблиця 6 - Кореляційна матриця в тридцять другий ступені

Ознака	Rh32= Rh16 Rh16	Si(6)	Pi(6)	$\alpha(6)$	d(6)
--------	-----------------	-------	-------	-------------	------

$$\begin{matrix}
 & 0,1 & 0,6 & 0,8 & 0,9 & & \\
 5 & 6 & & 1 & 7 & & 0,9 \\
 & 0,1 & & & & & 0,6 \\
 1 & & 0,4 & & 0,9 & 8 & \\
 \\
 \left(\begin{matrix} 200 & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, \\ 347 & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, \\ 308 & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, \\ 445 & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, \\ 305 & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, & 0, \end{matrix} \right) & = & \\
 \\
 \left(\begin{matrix} 410 & 0, & 0, & 0, & - & - \\ 133 & 0, & 0, & - & - & - \\ 202 & 0, & - & 0, & 0, & - \\ 0,295 & 0,144 & 107 & 126 & 0,260 & 0, \\ 0,195 & 0,130 & 0,260 & 221 & 214 & 0, \end{matrix} \right) & & \\
 \end{matrix}$$

Матриця перших залишкових коефіцієнтів кореляції містить ще досить великі величини й цілком допускає оцінку другого головного фактора. Наступне виконання другої ітерації аналогічно першій, тільки обчислення виробляються на дані матриці залишків R1. Її рішення аналогічно першій ітерації, тому ми наводити його не будемо.

Випишемо тільки факторні напрямки й надамо візуалізацію результату в просторі латентних факторів (таблиця 8, рисунок 2).

Таблиця 8 - Підсумкова таблиця

Головний фактор (факторні навантаження)	фактор (факторні навантаження)	
	F1	F2
X1	0,625	0,602
X2	0,629	0,083
X3	0,603	0,441
X4	0,859	-0,561
X5	0,816	-0,263

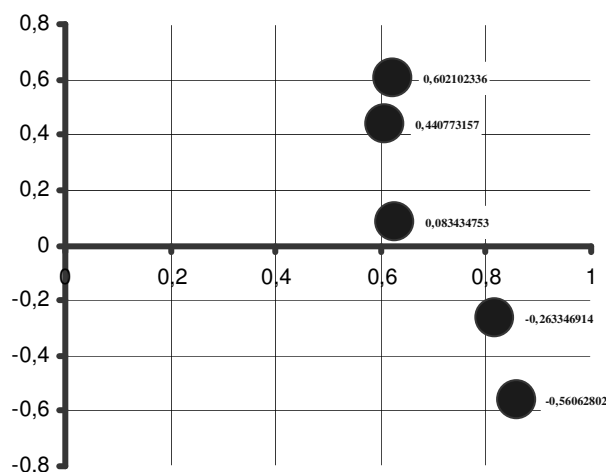


Рисунок 2 - Геометричне подання п спостережуваних об'єктів у тривіальному просторі латентних факторів.

Перевірка результатів відбувається за допомогою наступного діалогового вікна тесту – рисунок 3.

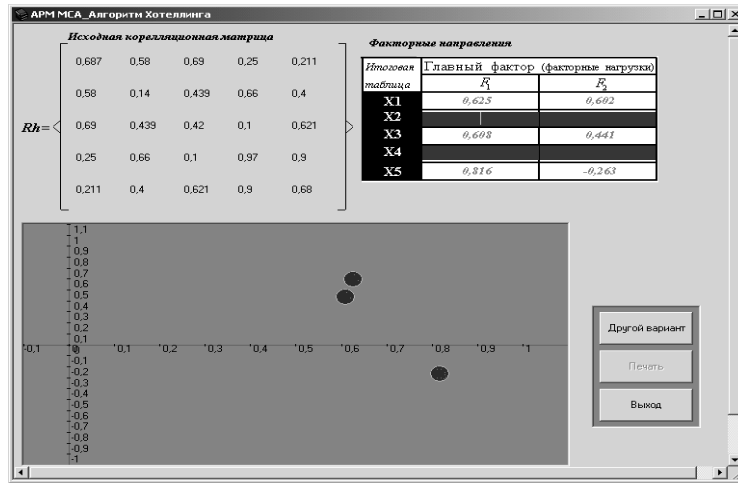


Рисунок 3 – Вікно перевірки результатів реалізації метода головних факторів

В верхньому лівому куті рисунку 3.3 знаходиться початкова кореляційна матриця Rh. Перевірка факторних навантажень відбувається зразу при вводі значень в таблиці. В низу на графіку геометрично відображаються спостережувані об'єкти в тривіальному просторі латентних (схованих) факторів.

Неметричні методи багатовимірного шкалювання

Задача має наступну постановку.

Експертам пропонується шкала з деяким числом розподілів (10), що дозволяють оцінювати кожен пару об'єктів по ступені їхньої подібності (рисунок 4).

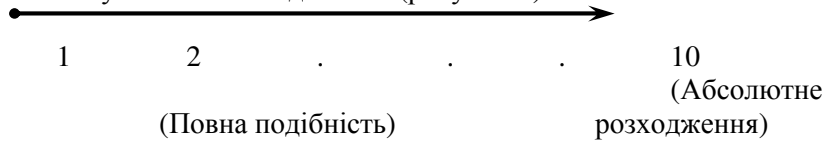


Рисунок 4 – Шкала

За результатами експертного оцінювання одержують $n(n-1)/2$ пар об'єктів, упорядкованих по рангових характеристиках подібностей, у результаті чого одержується матриця розходжень, що містить рангові дані - характеристики несхожості аналізованих об'єктів.

Необхідно досліджувати дану модель неметричними методами багатовимірного шкалювання.

Реалізація даної задачі в АРМ відбувається по кроках (1 - 6), які представлені на схемі рисунку 5.

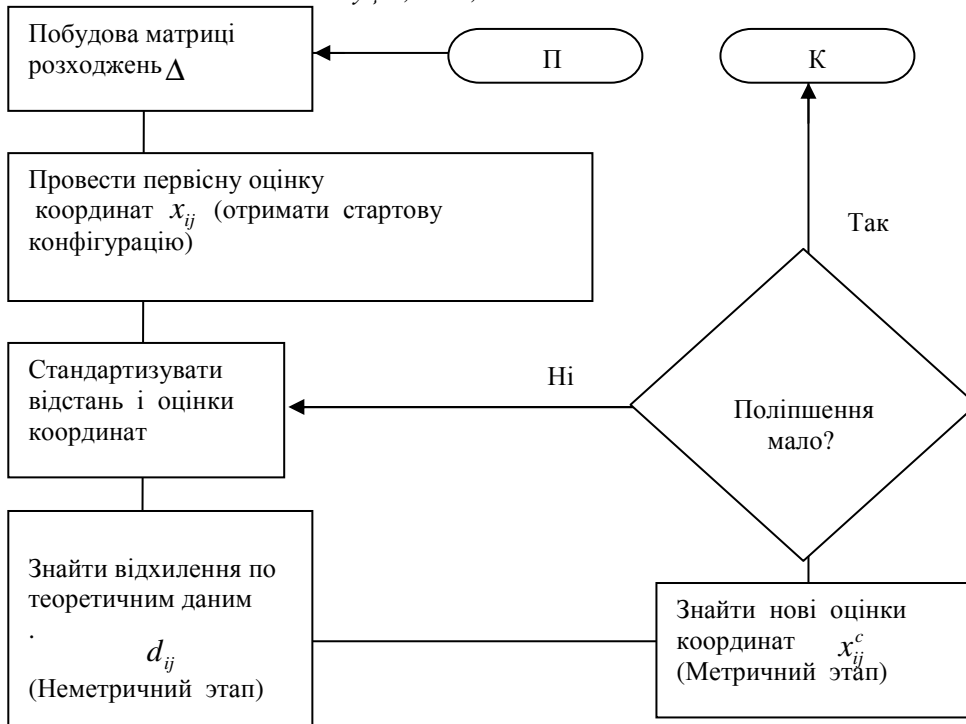


Рисунок 5 - Схема алгоритму неметричного багатовимірного шкалювання

Головне вікно тесту зображено на рисунку 6.

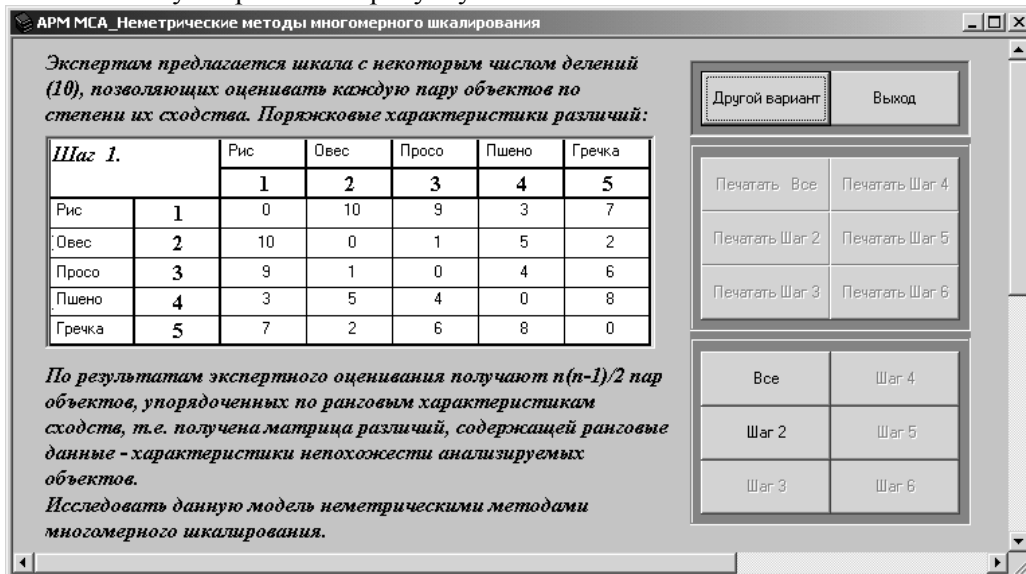


Рисунок 6 – Головне діалогове вікно тесту неметричних методів багатовимірного шкалювання

Перший крок алгоритму дуже кропіткий, тому початкові дані даються одразу. Прикладом таких даних служить таблиця 9 - характеристики несхожості аналізованих об'єктів.

Таблиця 9 – Порядкові характеристики розходжень

		Рис	Овес	Просо	Пшоно	Гречка
		1	2	3	4	5
Рис	1	0	10	9	3	7
Овес	2	10	0	1	5	2
Просо	3	9	1	0	4	6
Пшоно	4	3	5	4	0	8

Гречка	5	7	2	6	8	0
--------	---	---	---	---	---	---

Крок 2 - пошук стартової конфігурації. Перші приблизні оцінки координат обчислюються методом головних факторів. Результатом чого є нестандартизовані характеристики по першим двом координатним осям - таблиця 10.

Таблиця 10 - Підсумкова таблиця

	Головний фактор (факторні навантаження)	
	F1	F2
X1	2,567946	-2,49988
X2	1,84871	1,930278
X3	2,030293	1,337738
X4	1,89213	-1,11952
X5	2,180663	1,034308

Вікно в якому перевіряється реалізація метода головних факторів зображене на рисунку 7.

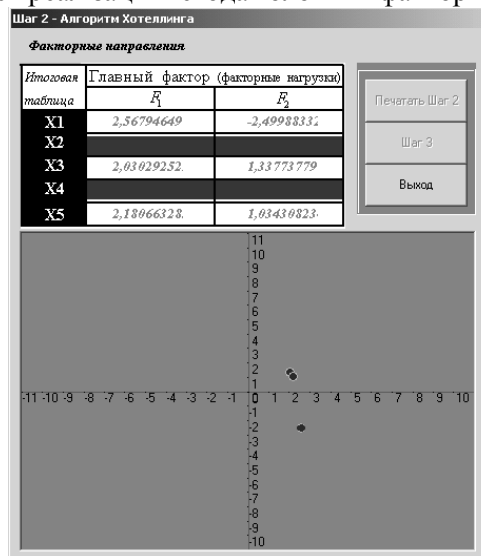


Рисунок 7 – Вікно перевірки знайдених нестандартизованих характеристик по першим двом координатним осям

Перевірка рішення перебуває по кроках. Програма дозволяє друкувати як окремі кроки, так і рішення задачі в цілому.

Крок 3 - стандартизація оцінок координат і відстаней. Стандартизація проводиться з метою зберегти пропорції ортонормованого стимулювання простору і для запобігання вироджених рішень, коли простір стимулів стискається до розмірів крапки й аналіз не дає скільки-небудь значимих результатів. Наприклад, коли кілька стимулів одержують однакові оцінки координат або їхніх координатних оцінок близькі нулю, тобто розташовані поблизу початки системи координат. Стимули в такому теоретичному просторі шкал як би зливаються й стають нерозрізнені для дослідника.

З великої кількості метричних формул вирішили використовувати евклідову відстань

$$\delta_{ij}^E = \left(\sum_k (v_{ik} - v_{jk})^2 \right)^{1/2} \quad (7)$$

Нижче зображене діалогове вікно (рисунок 8), в якому перевіряються нестандартизовані й стандартизовані оцінки координат і відстаней. Студенти вводять знайдені значення в темні комірки, після чого реалізується четвертий крок.

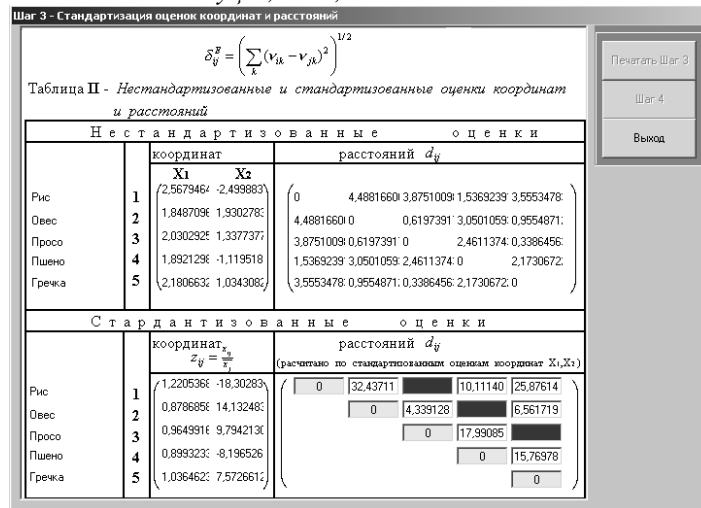


Рисунок 8 – Вікно перевірки нестандартизованих і стандартизованих оцінок координат і відстаней

Крок 4 – неметричний етап. Алгоритмічний крок призначений для впорядкування оцінок відстаней між стимулами. У теоретичному просторі шкал X_k монотонність вихідних даних може порушуватися. Коректування теоретичних величин відстаней d_{ij} здійснюється при незмінних оцінках координат стимулів і таким чином, щоб відновити загальну тенденцію до зростання у вихідних даних розходження.

Наступний графік (рисунок 9) побудований за даними розглянутого приклада і наочно показує невідповідність, що виникла у зміні вихідних і теоретичних рангових оцінок. По осі δ_{ij} відкладені фактичні значення характеристик розходжень, по осі $\hat{\delta}_{ij}$ - значення, прийняті в теоретичному просторі шкал X_1, X_2 . Лінія L1 - пряма монотонної функції рівномірно зростаючих оцінок, лінія L2- побудована з урахуванням відхилень емпіричних рангових оцінок від теоретичних.

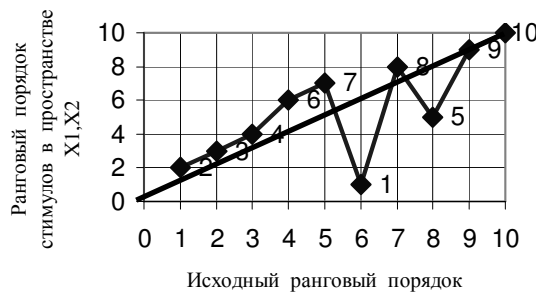


Рисунок 9 - Відносини рангових порядків стимулів по вихідним і теоретичним даним

Для перевірки цього кроку в АРМ використовується вікно, зображене на рисунку 10. Після введення правильних значень в темні комірки програма автоматично вимальовує лінію з відхиленнями емпіричних рангових оцінок від теоретичних.

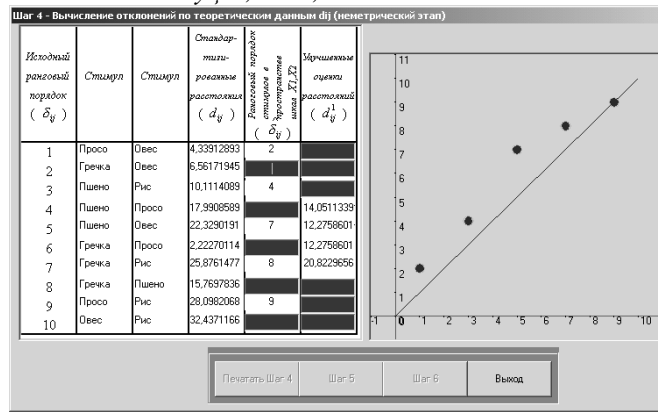


Рисунок 10 – Діалогове вікно перевірки вихідних рангових оцінок розходжень об'єктів і величин відстаней між ними в теоретичному просторі шкал

Крок 5 - метричний етап. На даному етапі наявним вихідним й уточненим величинам відстаней (d_i^c і d_i^{c+1}) знаходять уточнені оцінки координат. Для розрахунків використовується формулу Лінгоса-Роскама

$$x_{ik}^{c+1} = x_{ik}^c - \frac{1}{j} \sum \left(1 - \frac{d_{ij}^{c+1}}{d_{ij}^c} \right) (x_{ik}^c - x_{jk}^c) \tag{8}$$

Але перш ніж робити обчислення по формулі Лінгоса—Роскама в АРМ дається змістова оцінка d_i^c і d_i^{c+1}.

Крок 6 - оцінка відповідностей монотонних рангових емпіричних і теоретичних даних. Перевірці на монотонність підлягають теоретичні дані d_i^c і d_i^{c+1}, розглядається ступінь їхнього поліпшення на минулій ітерації. Якщо поліпшення істотно, ітерація відновлюється після стандартизації отриманих на кроці 5 оцінок координат і відстаней, якщо ж поліпшення мало, ітерації закінчуються, і приступають до інтерпретації підсумків аналізу. Оцінювання відповідностей теоретичних результатів емпіричним даним здійснюється за допомогою спеціальних стресс-формул

$$S_1 = \left(\frac{\sum_{ij} (d_{ij}^0 - d_{ij}^1)^2}{\sum_{ij} d_{ij}^{02}} \right)^{1/2}, \tag{10}$$

$$S_2 = \left(\frac{\sum_{ij} (d_{ij}^0 - d_{ij}^1)^2}{\sum_{ij} (d_{ij}^1 - d_{..})^2} \right)^{1/2}, \tag{11}$$

де d_{..} - середнє арифметичне всіх оцінених відстаней

$$d_{..} = \frac{1}{ij} \sum_{ij} d_{ij} \tag{12}$$

Перевірка кроку проходить за допомогою вікна, що зображене на рисунку 11.

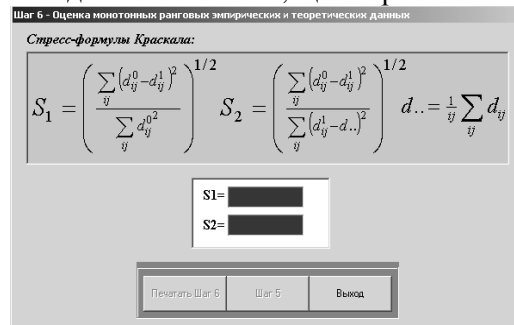


Рисунок 11 – Діалогове вікно перевірки оцінювання відповідностей теоретичних результатів емпіричним даним

Завдання інтерпретації величин, обчислених по стрес-формулах, полегшують відомі заздалегідь стандартні характеристики.

Після чого перевіряється крок 5 (рисунок 12), де

$Z = (x_1^0, x_2^0)$ - старі координати стимулів у факторному просторі X_1, X_2 ;

$Z_1 = (x_1^1, x_2^1)$ - нові координати стимулів у факторному просторі X_1, X_2 .

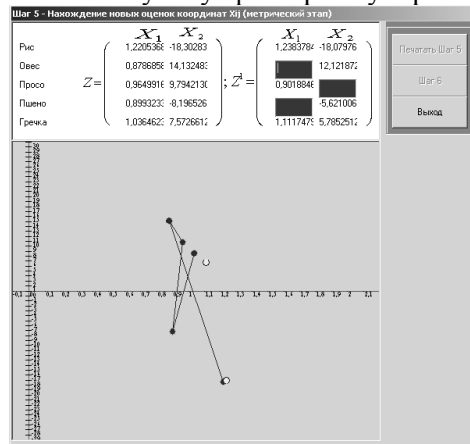


Рисунок 12 – Діалогове вікно перевірки п'ятого кроку

Класична модель багатовимірного шкалювання Торгерсона

Постановка задачі має наступну інтерпретацію.

Дано матрицю ідентифікацій (таблиця 11), рядки якої - перелік об'єктів спостережень, стовпці - характерні ознаки. Використовуючи модель Торгерсона необхідно побудувати симетричну матрицю з подвійним центруванням, потім застосувати метод головних факторів.

Таблиця 11 - Матриця ідентифікацій

Об'єкт	Ознака		
	P1	P2	P3
X1	8	9,6	4
X2	1,5	8	1
X3	2	4,6	5
X4	3,1	17,1	8
Середнє значення	4,6	6,475	95

При рішенні завдання АРМ використовує наступні етапи:

1. стандартизація вихідних даних;
2. визначення матриці розходжень за стандартизованими даними;
3. застосування класичної моделі багатовимірного шкалювання Торгерсона:
 - а) обчислення "середніх" характеристик ;
 - б) перетворення матриці розходжень у матрицю з подвійним центруванням.
4. застосування методу головних факторів.

Головне вікно тесту наведено на рисунку 13.

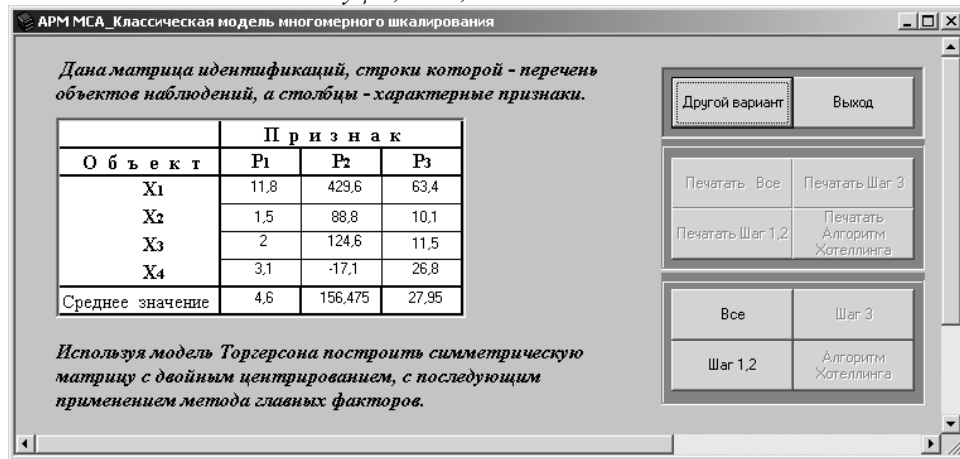


Рисунок 13 – Головне вікно тесту класичної моделі багатомірного шкалювання Торгерсона

Наведемо приклад рішення і перевірки результатів за допомогою тесту.

1) Стандартизуємо вихідні дані, використовуючи наступну формулу:

$$z_{ij} = \frac{v_{ij}}{\bar{v}_j}, \tag{13}$$

де v_{ij} – значення з матриці ідентифікацій;

\bar{v}_j – середнє значення j-го ознаки.

Одержимо

$$z_{ij} = \begin{pmatrix} 2,57 & 2,75 & 2,27 \\ 0,33 & 0,57 & 0,36 \\ 0,43 & 0,80 & 0,41 \\ 0,67 & 0,11 & 0,96 \end{pmatrix}$$

2) Побудова матриці мір розходження профілів.

Використовується евклідова відстань – формула 3.7.

Матриця мір розходження профілів прийме наступний вид

$$\Delta = \begin{pmatrix} 0 & 3,659765 & 3,433094 & 3,666262 \\ 3,659765 & 0 & 0,258203 & 0,967483 \\ 3,433094 & 0,258203 & 0 & 1,084852 \\ 3,666262 & 0,967483 & 1,084852 & 0 \end{pmatrix}$$

На рисунку 14 зображено вікно тесту, де перевіряються описані кроки.

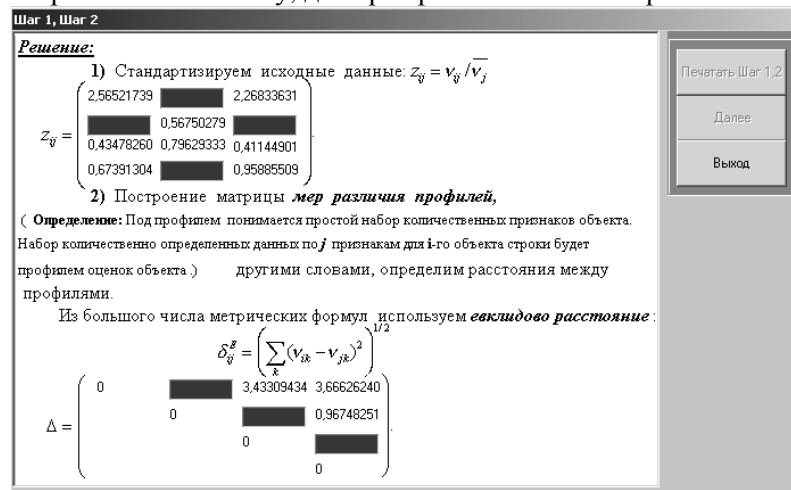


Рисунок 14 – Діалогове вікно тесту - перевірка кроків 1 і 2

3) Значення елементів матриці з подвійним центруванням $\Delta^* = (\delta_{ij}^*)$ знаходять по формулі

$$\delta_{ij}^* = -\frac{1}{2}(\delta_{ij}^2 - \delta_{i..}^2 - \delta_{.j}^2 + \delta_{...}^2), \quad (14)$$

де $\delta_{i..}^2 = \frac{1}{j} \sum_j \delta_{ij}^2$ - середня для характеристик розходжень в j-ому стовпці i-ого рядка, зведених у квадрат;

$\delta_{.j}^2 = \frac{1}{i} \sum_i \delta_{ij}^2$ - середня для характеристик розходжень в i-их рядках j-го стовпця, зведених у квадрат;

$\delta_{...}^2 = \frac{1}{ij} \sum_i \sum_j \delta_{ij}^2$ - середня величина для квадратів характеристик розходжень матриці Δ .

В АРМ для перевірки цього кроку використовується вікно, що зображене на рисунку 15.

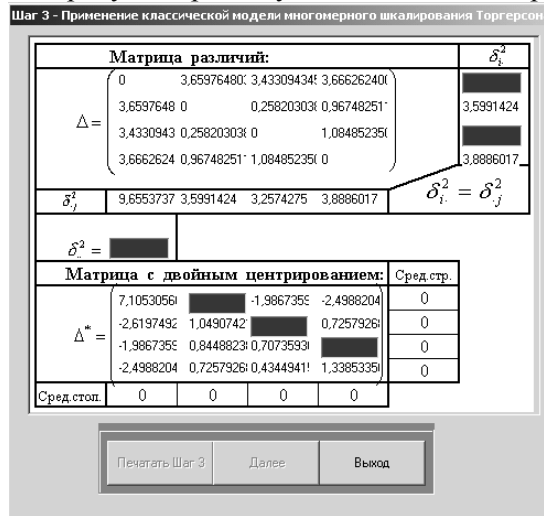


Рисунок 15 – Діалогове вікно перевірки кроку 3

4). Для матриці з подвійним центруванням застосовується класична модель головних факторів з кореляційною матрицею $R_k = \Delta^*$. Результат – таблиця 12.

Таблиця 12 - Підсумкова таблиця

	Головний фактор (факторні навантаження)	
	F1	F2
X1	-2,66551	0,018688
X2	0,980761	-0,29526
X3	0,74258	-0,39488
X4	0,942171	0,671452

Результати цієї таблиці перевіряються тестом (рисунок 16).

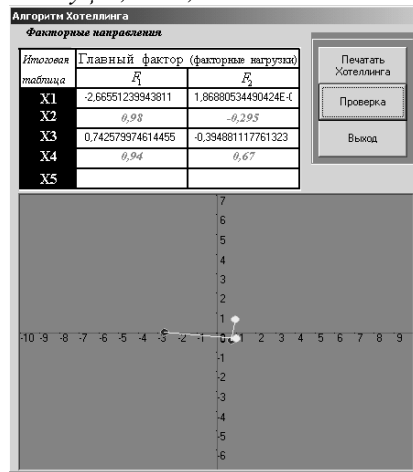


Рисунок 16 – Діалогове вікно тесту - перевірка реалізації методу голових факторів

Перевірка обчислень: для відомої матриці скалярних добутків по Торгерсону діє рівність $\Delta^* = XX'$ (рисунок 17).

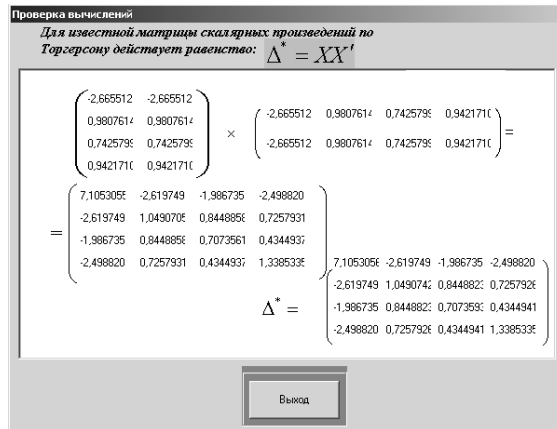


Рисунок 17 – Вікно тесту Перевірка зроблених обчислень

Узагальнена модель пошуку індивідуальних розходжень Такера

Постановка завдання наступна.

Дано вихідні матриці розходжень за результатами експертного оцінювання двома суб'єктами.

$$\Delta_1 = \begin{matrix} & \begin{matrix} n1 & n2 & n3 \end{matrix} \\ \begin{matrix} n1 \\ n2 \\ n3 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 0,5 & 0,9 \\ 0,5 & 0 & 0,7 \\ 0,9 & 0,7 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix} \Delta_2 = \begin{matrix} & \begin{matrix} n1 & n2 & n3 \end{matrix} \\ \begin{matrix} n1 \\ n2 \\ n3 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 0,2 & 0,1 \\ 0,2 & 0 & 0,4 \\ 0,1 & 0,4 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Необхідно реалізувати алгоритм для знаходження шкал і подати в координатному просторі як стимули, так і суб'єктів, їх оцінюючих.

Рішення цієї задачі в АРМ також проходить по крокам. Дамо невеликий опис реалізації моделі програмою і вкажемо які параметри перевіряються при тестуванні. Головне вікно програми зображене на рисунку 18.

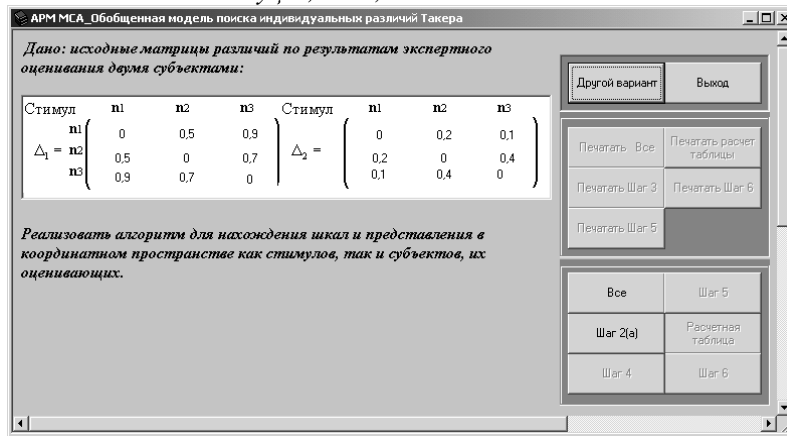


Рисунок 18 – Головне вікно тесту узагальненої моделі пошуку індивідуальних розходжень Такера

Крок 1 - побудова матриць розходжень стимулів Δ_s для кожного із суб'єктів (дається в завданні).

Крок 2 (а) - побудова S матриць скалярних добутків (матриць із подвійним центруванням).

Значення елементів матриці з подвійним центруванням $\Delta_s^* = (\delta_{ijs}^*)$ знаходяться по формулі

$$\delta_{ijs}^* = -\frac{1}{2}(\delta_{ijs}^2 - \delta_{i..}^2 - \delta_{.js}^2 + \delta_{..s}^2) \quad (15)$$

Де $\delta_{i..}^2 = \frac{1}{j} \sum_j \delta_{ijs}^2$ - середня для характеристик розходжень в j-их стовпцях i-ого рядка, зведених у квадрат ;

$\delta_{.js}^2 = \frac{1}{i} \sum_i \delta_{ijs}^2$ - середня для характеристик розходжень в i-их рядках j-го стовпця, зведених у квадрат ;

$\delta_{..s}^2 = \frac{1}{ij} \sum_i \sum_j \delta_{ijs}^2$ - середня величина для квадратів характеристик розходжень матриці Δ .

Крок 2 (б) - для індивідуальних матриць скалярних добутків розраховується матриця середніх.

$$\Delta^* = \frac{1}{2}(\Delta_1^* + \Delta_2^*) = \begin{pmatrix} 0,09 & 0,00 & 0,09 & - \\ 0,00 & 0,06 & 0,06 & - \\ - & - & - & 0,15 \\ 0,09 & 0,06 & - & - \end{pmatrix}$$

Знайдені таким чином матриці скалярних добутків (матриці з подвійним центруванням), матриця середніх програма заносить у вікно, що зображене на рисунку 19, скриваючи частину з них.

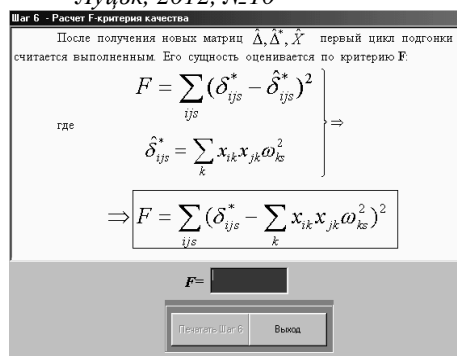


Рисунок 21 – Вікно тесту – перевірка п'ятого кроку

1. Лихтенштейн В. Е. Экономико-математическое моделирование: Учебное пособие / В. Е. Лихтенштейн, В.И. Павлов. Изд. 3, перераб. и доп. - М.: Приор, 2001. – 720с.
2. Шикин Е.В. Математические методы и модели в управлении: Учебное пособие для вузов / Академия народного хозяйства при правительстве РФ; МГУ им. Ломоносова М.В.; Ин-т гос. упр-я и соц. иссл. - М.: Дело, 2006. - 448
3. Протасов И.Д. Теория игр и исследование операций: Учебное пособие. - М.: Гелиос АРВ, 2003. -368с.
4. Экономико математические методы и прикладные модели: Учебное пособие для вузов / В.В. Федосеев, А.Н. Гармаш, Д.М. Дайнтбегов и др.; под. ред. В.В.Федосеева. - М.: ЮНИТИ, 2002. – 364с.
5. Сошникова Л.А., Тамашевич В.В. Многомерный статистический анализ в экономике. - М.: ЮНИТИ, 2007. - 598с.