

Матрица оценки степени интегрированности участников анализируемых форм объединения предприятий

Форма объединения предприятий	Широта охвата бизнеса	Форма взаимоотношений	Правовая самостоятельность	Производственно-хозяйственная самостоятельность	Финансовая самостоятельность	Форма управления	Форма контроля	Степень интегрированности
Концерн	Широкая (3)	Кооперативная (3)	Сильно ограниченная (3)	Сильно ограниченная (3)	Сильно ограниченная (3)	Сильно централизованная (3)	Акционерная (3)	Высокая
ФПГ	Средняя (2)	Кооперативно-конкурентная (2)	Частично ограниченная (2)	Частично ограниченная (2)	Частично ограниченная (2)	Частично централизованная (2)	Финансовая (2)	Средняя
СА	Узкая (1)	Конкурентно-кооперативная (1)	Неограниченная (1)	Неограниченная (1)	Неограниченная (1)	Децентрализованная (1)	Мониторинг (1)	Низкая

Сформированная матрица оценки степени интегрированности участников форм объединения предприятий позволяет субъектам хозяйствования выбрать ту или иную форму интеграции бизнеса в зависимости от целей, которые перед ними стоят, и каким путем они хотят достичь этих целей (например, сохранив или утратив свою правовую, производственно-хозяйственную и финансовую самостоятельность).

Литература: 1. Кизим Н. А. Концентрация экономики и конкурентоспособность стран мира / Н. А. Кизим, В. М. Горбатов. – Харьков: ИД "ИНЖЭК", 2005. – 216 с. 2. Господарський кодекс України. – Харьков: ТОВ "Одісей", 2004. – 248 с. 3. Економіка та організація діяльності об'єднань підприємств. / Л. М. Чепурда, С. С. Беляєва, М. В. Плахотнікова та ін. – К.: ВД "Професіонал", 2005. – 272 с. 4. Зайдель Х. Основы учения об экономике: Пер. с нем. / Х. Зайдель, Р. Теммен. – М.: "Дело Лтд", 1994. – 400 с. 5. Шевченко Н. И. Транснациональные корпорации в странах с переходной экономикой. – М.: РЭА им. Г. В. Плеханова, 1999. – 200 с. 3. Кизим Н. А. Концентрация и интеграция капитала. – Харьков: Бизнес Информ, 2000. – 140 с. 7. Иванова Т. Ю. Теория организации / Т. Ю. Иванова, В. И. Приходько. – СПб.: Питер, 2004. – 272 с. 8. Гарретт Б. Стратегические альянсы: Пер. с англ. / Б. Гарретт, П. Дюссонж. – М.: ИНФРА-М, 2002. – 332 с. 9. Тюрина А. В. Финансово-промышленные группы Российской Федерации. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004. – 142 с. 10. Бородаевская А. А. Масштабы превыше всего или новая волна слияний в мировой экономике. – М.: Международные отношения, 2001. – 208 с.

Стаття надійшла до редакції
14.04.2006 р.

УДК 330.43

Малярець Л. М.

РОЗВИТОК ДИСПЕРСІЙНОГО АНАЛІЗУ ОЗНАК (ВИМІРЯНИХ НА ПОРЯДКОВИХ ШКАЛАХ) ОБ'ЄКТА В ЕКОНОМІЦІ

In the article the basic ideas of the dispersive analysis of attributes object in economy, measured in serial scales are stated and their improvement is resulted. Application of the given method is shown.

Управління функціонуванням та розвитком підприємств в галузі чи регіоні орієнтоване на досягнення визначальних, еталонних рівнів значень показників, які характеризують дані процеси [1]. Тому інструмент обробки величин ознак, за допо-

могою якого виявляється розсіювання значень та визначається істотність окремих факторів, що обумовлюють дане розсіювання, відіграє велику роль в економічному аналізі, економікоматематичному моделюванні. Призначення дисперсійного аналізу — виявляти систематичні відмінності між результатами безпосередніх вимірювань ознак об'єктів, що складають (за деяким принципом) різні групи спостережень; ці відмінності, як кількісні, так і якісні, розповсюджуються на ознаки об'єкта. Зазвичай "дисперсійний аналіз передбачає, що експеримент, організований відповідно до плану, який дозволяє при порівнянні малій кількості вимірювань незалежно оцінити вплив кожного з факторів на вимірюваний кількісний показник. Застосування дисперсійного аналізу при пасивних спостереженнях, наприклад в економіці, передбачає належний відбір груп даних з більш багатой сукупності даних" [2, с. 131]. У класичному дисперсійному аналізі вважається, що вихідні дані вимірюються за метричними шкалами та є кількісними [3]. Це — найпоширеніший і добре відпрацьований апарат дисперсійного аналізу.

Проте, незважаючи на широке практичне застосування в економіці, існує істотний недолік класичного дисперсійного аналізу — це обтяжливе припущення про нормальний розподіл значень кількісного показника в кожній групі (вибірці) спостережень. Рангові методи в значній мірі не мають цих недоліків, вони добре пристосовані для роботи з малими вибірками, розподілів яких ми не знаємо. Зрозуміло, що перехід від самих спостережень (x) до їх рангів (u) супроводжується деякою втратою інформації, але відразу слід зазначити, що ця втрата не велика (цей оптимістичний висновок впливає з порівняння рангових правил з точними, коли відомий закон розподілу похибок). Після ранжування (переходу до рангів) статистичні висновки стають більш загальними та надійнішими.

Спочатку розглянемо однофакторну схему дисперсійного аналізу Крускала – Уолліса, який є узагальненням звичайного дисперсійного аналізу на рангових змінних [4]. У дисперсійному аналізі порівнюються k вибірок спостережень та перевіряється нуль-гіпотеза про те, що всі дані були відібрані з однієї сукупності. Вибірki сформовані так, щоб вони відповідали різним станам деякої якісної ознаки. Якщо нуль-гіпотеза відхиляється (між вибірками є істотні відмінності), то далі слід встановити, між якими вибірками є найістотніші відмінності, тобто потрібно виявити причину значущих відмінностей.

Якщо дані у вибірці були початково виміряні в метричних шкалах, то потрібно виконати ранжування множини всіх даних

як єдиної вибірки обсягу $N = \sum_{j=1}^k n_j$.

Упорядковані дані мають номери від 1 до N . Загальна сума рангів обчислюється за формулою:

$$\sum_{i=1}^N u_i = \sum_{i=1}^N i = \frac{N(N+1)}{2}. \quad (1)$$

Сума квадратів рангів обчислюється за відомою формулою:

$$\sum_{i=1}^N u_i^2 = \sum_{i=1}^N i^2 = \frac{N(N+1)(2N+1)}{6}. \quad (2)$$

Далі потрібно буде обчислити ще подвоєну суму добутків рангів $2\sum_{i<j} u_i u_j$.

Розглянемо вираз:

$$(\sum u_i)^2 = \sum u_i^2 + 2\sum_{i<j} u_i u_j, \quad (3)$$

звідки

$$\begin{aligned} 2\sum_{i<j} u_i u_j &= (\sum u_i)^2 - \sum u_i^2 = \left[\frac{N(N+1)}{2} \right]^2 - \frac{N(N+1)(2N+1)}{6} = \\ &= \frac{N(N+1)}{12} \{3N(N+1) - 2(2N+1)\} = \\ &= \frac{N(N+1)}{12} (3N^2 - N - 2) = \frac{(N-1)N(N+1)}{12} (3N+2). \end{aligned} \quad (4)$$

Слід нагадати, що нуль-гіпотеза полягає в припущенні, що в кожну вибірку елементи відбираються випадковим чином.

Обчислимо математичне сподівання та дисперсію суми рангів об'єктів у вибірці обсягом n (при наявності нуль-гіпотези).

Розглянемо випадкову величину — суму рангів об'єктів, що відібрані у вибірку випадковим чином:

$$z = \sum_{i=1}^N \alpha_i u_i,$$

де $\alpha_i = 1$, якщо x_i потрапило до вибірки і $\alpha_i = 0$, якщо x_i не потрапило до вибірки.

Ймовірність того, що елемент випадковим чином буде

відібраний до вибірки, дорівнює $p_i = \frac{n}{N}$, а два елементи

u_i, u_j будуть відібрані до вибірки з імовірністю $\frac{n}{N} \times \frac{n-1}{N-1}$.

Іншими словами, нам відомі розподіли α_i та $\alpha_i \alpha_j$, що зображені рядами розподілу (рис. 1).

α_i	0	1
p_i	$1 - \frac{n}{N}$	$\frac{n}{N}$

$\alpha_i \alpha_j$	0	1
p_{ij}	$1 - \frac{n}{N} \times \frac{n-1}{N-1}$	$\frac{n}{N} \times \frac{n-1}{N-1}$

Рис. 1. Закони розподілу α_i та $\alpha_i \alpha_j$

Звідси маємо:

$$M(\alpha_i) = 0 \times \left(1 - \frac{n}{N}\right) + 1 \times \frac{n}{N} = \frac{n}{N}; \quad (5)$$

$$M(\alpha_i^2) = 0^2 \times \left(1 - \frac{n}{N}\right) + 1^2 \times \frac{n}{N} = \frac{n}{N}; \quad (6)$$

$$D(\alpha_i) = M(\alpha_i^2) - M^2(\alpha_i) = \frac{n}{N} - \left(\frac{n}{N}\right)^2 = \frac{n}{N} \left(1 - \frac{n}{N}\right); \quad (7)$$

$$M(\alpha_i \alpha_j) = 0 \times \left(1 - \frac{n}{N} \times \frac{n-1}{N-1}\right) + 1 \times \frac{n}{N} \times \frac{n-1}{N-1} = \frac{n}{N} \times \frac{n-1}{N-1}; \quad (8)$$

$$\begin{aligned} cov(\alpha_i \alpha_j) &= M(\alpha_i \alpha_j) - M(\alpha_i) M(\alpha_j) = \frac{n}{N} \times \frac{n-1}{N-1} - \left(\frac{n}{N}\right)^2 = \\ &= \frac{n}{N} \times \left(\frac{n-1}{N-1} - \frac{n}{N}\right) = -\frac{n}{N} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \times \frac{1}{N-1}. \end{aligned} \quad (9)$$

Скориставшись властивостями математичного сподівання, обчислюємо:

$$\begin{aligned} M(z) &= M(\sum \alpha_i u_i) = \sum_{i=1}^N u_i M(\alpha_i) = \sum_{i=1}^N u_i \times \frac{n}{N} = \frac{n}{N} \times \sum_{i=1}^N u_i = \\ &= \frac{n}{N} \times \frac{N(N+1)}{2} = \frac{n(N+1)}{2}. \end{aligned} \quad (10)$$

Відомо, що дисперсія суми випадкової величини дорівнює сумі їх дисперсій плюс подвоєні коваріації:

$$\begin{aligned} D(z) &= D(\sum \alpha_i u_i) = \sum_{i=1}^N u_i^2 D(\alpha_i) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq N} u_i u_j cov(\alpha_i, \alpha_j) = \\ &= \frac{n}{N} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \sum_{i=1}^N u_i^2 - \frac{n}{N} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{1}{N-1} \times 2 \sum_{i<j} u_i u_j = \\ &= \frac{n}{N} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \times \frac{N(N+1)(2N+1)}{6} - \frac{n}{N} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{1}{N-1} \times \frac{(N-1)N(N+1)(3N+2)}{12} = \\ &= \frac{n}{N} \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{N(N+1)}{12} \{(4N+2) - (3N+2)\} = n \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{N(N+1)}{12}. \end{aligned}$$

Отже,

$$D(z) = n \left(1 - \frac{n}{N}\right) \frac{N(N+1)}{12}. \quad (11)$$

Для кожної з k вибірок обсягами $n_1, n_2, \dots, n_k$ можна обчислити математичні сподівання та дисперсії середніх рангів (при наявності "нуль-гіпотези"):

$$M(\bar{z}_j) = \frac{1}{n_j} M(z_j) = \frac{1}{n_j} \times \frac{n_j(N+1)}{2} = \frac{N+1}{2}, \quad (12)$$

де j — номер вибірки;

$$D(\bar{z}_j) = \frac{1}{n_j^2} D(z_j) = \left(1 - \frac{n_j}{N}\right) \times \frac{N(N+1)}{12n_j}. \quad (13)$$

Відомо, що сума квадратів стандартизованих нормально розподілених величин w_j має розподіл χ^2 :

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \left[\frac{w_j - M(w_j)}{\sqrt{D(w_j)}} \right]^2. \quad (14)$$

Проте середні ранги за групами $\bar{z}_j$ мають інший розподіл.

Крускал і Уолліс довели, що аналогічна статистика H (з поправочними коефіцієнтами $1 - \frac{n_j}{N}$):

$$H = \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{n_j}{N}\right) \left[\frac{\bar{z}_j - M(\bar{z}_j)}{\sqrt{D(\bar{z}_j)}} \right]^2, \quad (15)$$

має розподіл $\chi^2(k-1)$.

Число степенів свободи (ЧСС) дорівнює $k-1$, оскільки склад однієї з вибірок завжди відомий, у сумі ранги елементів всіх вибірок складають множину номерів $1, 2, \dots, N$.

Необхідно перетворити статистику Крускала – Уолліса H :

$$H = \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{n_j}{N} \right) \left[\frac{\bar{z}_j - \frac{N+1}{2}}{\left(1 - \frac{n_j}{N} \right) \frac{N(N+1)}{12n_j}} \right]^2 = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \left[\bar{z}_j - \frac{N+1}{2} \right]^2, \quad (16)$$

$$\text{де } \sum_{i=1}^k z_i = \sum_{i=1}^N i = \frac{N(N+1)}{2}.$$

Виконуємо ці перетворення:

$$\begin{aligned} H &= \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k n_j \left[\bar{z}_j - \frac{N+1}{2} \right]^2 = \frac{12}{N(N+1)} \left\{ \sum_{j=1}^k \frac{z_j^2}{n_j} - 2 \frac{N+1}{2} \sum_{j=1}^k \bar{z}_j + \left(\frac{N+1}{2} \right)^2 \sum_{j=1}^k n_j \right\} = \\ &= \frac{12}{N(N+1)} \left\{ \sum_{j=1}^k \frac{z_j^2}{n_j} - 2 \frac{N(N+1)^2}{4} + \frac{N(N+1)}{4} \right\} = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{z_j^2}{n_j} - \frac{12}{N(N+1)} \times \\ &\times \frac{N(N+1)^2}{4} = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{z_j^2}{n_j} - 3(N+1). \end{aligned}$$

Отже, одержуємо:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{j=1}^k \frac{z_j^2}{n_j} - 3(N+1), \quad (17)$$

де z_j – сума рангів у групі j .

Якщо виявиться, що обчислене значення H буде більше табличного $H > \chi_{0,01}^2(k-1)$, нуль-гіпотеза відхиляється і потрібно виконати попарне порівняння всіх вибірок для визначення причини значимості. Всього потрібно виконати $\frac{k(k-1)}{2}$

попарних порівнянь середніх рангів за групами.

Стандартизовану величину різниці середніх рангів двох груп, обчислену за формулою:

$$t = \frac{|\bar{z}_j - \bar{z}_i|}{\sqrt{\frac{N(N+1)}{12} \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}}, \quad (18)$$

потрібно порівняти з квантилями нормального розподілу $t_{0,05} = 1,96 \approx 2$ та $t_{0,01} = 2,58$. Різниці вважають значущими, якщо буде $t > t_{0,05}$.

Складнішу схему має двофакторний дисперсійний аналіз Фрідмена, коли n результатів вимірювання в кожній вибірці є оцінки (в балах) n різних експертів, тому дані групуються не тільки за станами вивчаючого фактора (стовпці таблиці), але й за експертами (рядки таблиці) [2]. Загальна кількість значень $n \times k$, якщо повторність однакова, що найчастіше має місце. Початкові значення (бали) ранжуються окремо в кожному рядку від 1 до k (окремо для кожного експерта), а не по всьому масиву спостережень, як за схемою Крускала – Уолліса. Далі для кожної групи (стовпця таблиці) обчислюється сума рангів, яку позначимо R_{0j} ($j = \overline{1, k}$), але тепер величина R_{0j} (на відміну від схеми Крускала – Уолліса) має інші статистичні характеристики:

$$M(R_{0j}) = n \times \frac{k+1}{2},$$

$$D(R_{0j}) = n \times \frac{k^2 - 1}{12}.$$

Наступна дія (як і за схемою Крускала – Уолліса) є обчислення статистики:

$$K = \sum_{j=1}^k c_j^2 \left\{ \frac{R_{0j} - M(R_{0j})}{\sqrt{D(R_{0j})}} \right\}^2, \quad (19)$$

де вагові коефіцієнти c_j^2 підбираються так, щоб K було асимптотично розподілене як $\chi^2(k-1)$. Фрідмен показав, що для

цього потрібно задавати $c_j^2 = 1 - \frac{1}{k}$ (за схемою Крускала –

Уолліса $c_j^2 = 1 - \frac{n_j}{N}$, що для однакових $n_j = n$, $N = nk$ при-

водить до того самого виразу $c_j^2 = 1 - \frac{1}{k}$).

Виконуємо перетворення статистики Фрідмена:

$$\begin{aligned} K^* &= \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{1}{k} \right) \left\{ \frac{R_{0j} - \frac{n(k+1)}{2}}{\sqrt{\frac{n(k^2-1)}{12}}} \right\}^2 = \frac{12}{nk(k-1)} \sum_{j=1}^k \left\{ R_{0j} - \frac{n(k+1)}{2} \right\}^2 = \\ &= \frac{12}{nk(k+1)} \sum_{j=1}^k R_{0j}^2 - 3n(k+1). \end{aligned} \quad (20)$$

Цю величину потрібно порівнювати з $\chi^2(k-1)$. Якщо

$K^* > \chi_{0,01}^2$, то між групами є значущі відмінності (фактор групування значущий); далі слід визначити, між якими групами є значущі відмінності.

Дисперсія різниці сумарних рангів обчислюється за формулою:

$$D(R_{0j} - R_{0i}) = n \frac{k(k+1)}{6}, \quad (21)$$

тому різниця між двома групами визнається значущою, якщо

$$|R_{0j} - R_{0i}| \geq Z_{\alpha} \sqrt{\frac{nk(k+1)}{6}}, \quad (22)$$

де Z_{α} – квантиль нормального розподілу (для $\alpha = 0,01$

$Z = 2,58$).

Розглянемо статистичні характеристики при нуль-гіпотезі (тобто коли немає відмінностей між групами). Оскільки в кожному рядку (для кожного експерта) ранги R_{ij} набувають

попередні значення від 1 до k , то $M(R_{ij}) = \frac{k+1}{2}$. За властивістю, що математичне сподівання суми дорівнює сумі мате-

матичних сподівань, маємо $M(R_{0j}) = n \frac{k+1}{2}$.

Аналогічна структура виводу дисперсії. Так, дисперсія рангів у кожному рядку (чисел від 1 до k) дорівнює

$D(R_{ij}) = \frac{k^2 - 1}{12}$. За властивістю, що дисперсія суми незалежних випадкових величин (експерти є незалежними) дорівнює

сумі дисперсій, то $D(R_{0j}) = n \frac{k^2 - 1}{12}$. Але ранги в кожному

рядку не є незалежними та їх коваріації дорівнюють $-\frac{k+1}{12}$, тоді

$cov(R_{0j} - R_{0i}) = -n \frac{(k+1)}{12}$. Дисперсія різниці $D(R_{0j} - R_{0i})$ дорівнює сумі дисперсій мінус подвоєна коваріація, отже:

$$\begin{aligned} D(R_{0j} - R_{0i}) &= D(R_{0j}) + D(R_{0i}) - 2cov(R_{0j}, R_{0i}) = \\ &= n \frac{k^2 - 1}{12} + n \frac{k^2 - 1}{12} + 2n \frac{k+1}{12} = \\ &= n \frac{k^2 - 1}{6} + n \frac{k+1}{6} = \frac{n(k+1)}{6} [(k-1) + 1] = \frac{nk(k+1)}{6}. \end{aligned}$$

Вивід коваріації рангів $R_{ij} = \{1, 2, 3, \dots, k\}$ в рядку:

$$\begin{aligned} cov(R_{ij}, R_{ik}) &= \frac{(k+1)(3k+2)}{12} - \left(\frac{k+1}{2}\right)^2 = \frac{k+1}{12} \{(3k+2) - 3(k+1)\} = -\frac{k+1}{12}. \\ M(R_{ij} R_{jk}) &= M(u_i u_j). \end{aligned}$$

При перестановці рангів всі значення $u_j = R_{ij} \in \{1, 2, \dots, k\}$

рівномовірні, отже, $p_j = \frac{1}{k}$. Обчислюємо

$$\begin{aligned} M(R_{ij}) &= 1 \frac{1}{k} + 2 \frac{1}{k} + \dots + k \frac{1}{k} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k j = \frac{k(k+1)}{2k} = \frac{k+1}{2}; \\ M(R_{ij}^2) &= 1^2 \frac{1}{k} + 2^2 \frac{1}{k} + \dots + k^2 \frac{1}{k} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k j^2 = \frac{k(k+1)(2k+1)}{6k} = \frac{(k+1)(2k+1)}{6}. \end{aligned}$$

Звідси

$$D(R_{ij}) = \frac{(k+1)(2k+1)}{6} - \left(\frac{k+1}{2}\right)^2 = \frac{k+1}{12} \{2(2k+1) - 3(k+1)\} = \frac{k^2 - 1}{12}.$$

При парних порівняннях маємо $k(k-1)$ пар (рівномовір-

них), тому $p_{ij} = \frac{1}{k(k-1)}$. Якщо $(u_i, u_j) \in \{1, 2, \dots, k\}$, то

$$2 \sum_{i < j} u_i u_j = \frac{k(k+1)}{12} (k-1)(3k+2) \text{ (це виведено раніше),}$$

$$\text{отже, } M(u_i u_j) = \frac{(k+1)(3k+2)}{12}.$$

Як уже було зазначено, застосування дисперсійного аналізу для вирішення практичних задач в економіці різні. Так, узгодженості думок експертів можна перевірити за допомогою обчислення коефіцієнта конкордації W . Покажемо, що існує ще один метод перевірки однорідності суджень експертів — за допомогою дисперсійного аналізу *балів* (рангів балів, які виставили експерти). Для вирішення даної задачі першопочатково слід використати кластерний аналіз для групування експертів за рангами величин балів, які вони окремо виставляли (рис. 2). На дендрограмі наявні дві групи експертів.

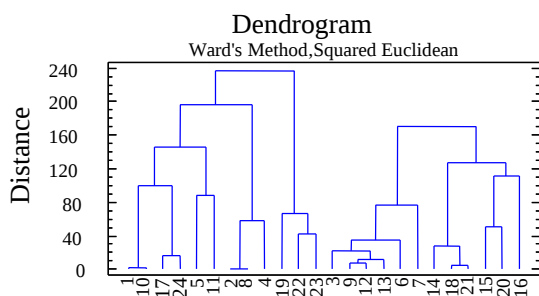


Рис. 2. Дендрограма сукупності експертів, класифікованих за обчисленими рангами балів

Очевидність існування груп зумовлює продовжити аналіз, використавши спочатку однофакторний дисперсійний аналіз для кількісних даних ANOVA, а потім тест Крускала – Уолліса для величин, які виміряні за ординальними шкалами. Демонстрацію виконаємо на аналізі величини ознаки x_4 . На рис. 3 зображені середні в кожній з двох груп величин з 95%-ми довірливими інтервалами.

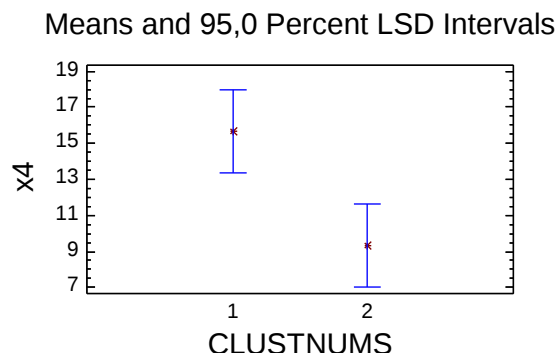


Рис. 3. Середні значення величини ознаки x_4 , що виміряна на порядковій шкалі в кожній з двох груп з 95%-ми довірливими інтервалами

Результати обчислень дисперсійного аналізу за допомогою процедури ANOVA наведені в табл. 1.

Таблиця 1

Таблиця дисперсійного аналізу величини ознаки x_4 , що виміряна на ординальних шкалах

Джерело мінливості	Сума квадратів	Степені свободи	Середні квадрати	F - відношення	Рівень значущості p
Між групами	240,667	1	240,667	8,00	0,0098
Всередині груп	661,833	22	30,0833		
Загальна	902,5	23			

Отже, міжгрупова дисперсія у 8 разів перевищує варіацію всередині груп. За p -значенням випливає висновок, що між двома групами наявні значущі відмінності. Це також підтверджує множинний тест величини ознаки в групах, результати обчислень якого містяться в табл. 2.

Таблиця 2

Порівняння величини ознаки x_4 у двох групах

Групи	Кількість об'єктів у групі	Середнє	Однорідні групи
2	12	9,33333	X
1	12	15,6667	X
Порівняння	Різниця між середніми	Найменша суттєва різниця	
1-2	*6,33333	4,64377	

Якщо в "Однорідних групах" наявні зірки в різних стовпцях, демонструється відмінність груп, отже, думка експертів явно дуалістична в оцінці задоволеності якістю діяльності даного підприємства як виробника. До цього моменту виконувалася процедура стандартного дисперсійного аналізу величин кількісних ознак або метричних фізичних ознак, оскільки вони

можливі і для величин ординальних ознак. Для ординальних ознак дисперсійний аналіз виконується за допомогою теста Крускала – Уолліса, обчислення якого наведені в табл. 3.

Таблиця 3

Тест Крускала – Уолліса

Групи	Кількість об'єктів у групі	Середній ранг
1	12	15,6667
2	12	9,33333

$H = 6,13333$, p -значення дорівнює 0,0132634. Таким чином, "нуль-гіпотеза" відхиляється (між вибірками є істотні відмінності) і, як уже відмічалось, потрібно виявити причину значущих відмінностей.

Описані процедури були виконані для всієї системи якісних ознак (ординальних) діяльності промислового підприємства м. Харкова. За результатами дисперсійного аналізу величин якісних ознак побудована табл. 4.

Таблиця 4

Зведена таблиця аналізу однорідності сукупності значень ординальних ознак

Позна-чення озна-ки	Назва ознаки	Визначення однорідності сукупності значень величини якісних ознак (виставлених балів)
x_1	Якість продукції	Однорідна
x_2	Асортимент продукції	Однорідна
x_3	Освоєння нових типів продукції	Однорідна
x_4	Своєчасність поставок	Існують дві різні групи
x_5	Ціна на продукцію	Однорідна
x_6	Виконання спеціальних замовлень	Майже однорідна
x_7	Технічне супроводження	Існують дві різні групи
x_8	Надання інформації про можливості та хід виконання замовлення	Існують дві різні групи
x_9	Оперативність вирішення питань	Існують дві різні групи
x_{10}	Взаємодія протягом вирішення проблем	Існують дві різні групи
x_{11}	Забезпечення рекламно-інформаційними матеріалами	Існують дві різні групи
x_{12}	Проведення семінарів, конференцій, зустрічей	Існують дві різні групи
x_{13}	Оцінка web-сайта	Існують дві різні групи
x_{14}	Оцінка авторитету підприємства	Існують дві різні групи

Таким чином, дисперсійний аналіз величин ординальних ознак показав, що є чітка узгодженість думок експертів; однорідність суджень спостерігається тільки за чотирма ознаками:

x_1, x_2, x_3, x_5 . Отже, ці чотири ознаки без сумнівів є визначальними в оцінці діяльності підприємства, решта величин ознак неоднорідні, а це говорить про потребу цілеспрямованої дії в зміні одного із станів величини (якого саме стану величини, вказує середнє у виділених групах). Статистичний аналіз якісних ознак можна продовжити, досліджуючи можливості ви-

користання методів багатовимірної статистичного аналізу для кількісних ознак. На думку автора, даний напрямок удосконалення математичних методів є актуальним і перспективним у розвитку застосувань математики в економіці сьогодні.

Література: 1. Малярець Л. М. Вимірювання ознак об'єктів в економіці: методологія та практика. Наукове видання. – Харків: Вид. ХНЕУ, 2006. – 384 с. 2. Экономико-математический энциклопедический словарь / Гл. ред. В. И. Данилов-Данильян. – М.: Большая Российская энциклопедия; Изд. Дом "ИНФРА-М", 2003. – 688 с. 3. Малярець Л. М. Статистичний аналіз елементарних ознак розвитку підприємства // Економіка розвитку ХНЕУ. – 2004. – №4 (32). – С. 71 – 79. 4. Хеттманспергер Т. Статистические выводы, основанные на рангах: Пер. с англ. / Предисл. Ю. Н. Тюрина и Д. С. Шмерлинга. – М.: Финансы и статистика, 1987. – 334 с.

Стаття надійшла до редакції
05.06.2006 р.

УДК 336.64

Климчук С. В.

САНАЦІЙНА СПРЯМОВАНІСТЬ РЕСТРУКТУРИЗАЦІЇ ФІНАНСОВОГО ТИПУ

In the article the financial restructuring of Ukrainian enterprises that nowadays has anticrisis direction is studied.

Антикризова спрямованість фінансової реструктуризації визначає особливості її функціонування на сучасному етапі. Однією із цілей фінансової реструктуризації є створення платоспроможних, ліквідних підприємств, здатних ефективно функціонувати. В Україні, на жаль, існує підхід до реструктуризації як до процесу антикризового керування. Це визначає актуальність фінансової реструктуризації.

Тому основною метою даної статті є оцінка динаміки справ про банкрутство та розгляд цих справ, які затверджують проведення фінансової реструктуризації як передумови банкрутства підприємств, і цей напрямок відбуття банкрутства має позитивну тенденцію.

Проблеми антикризового керування розглядали такі вітчизняні вчені, як Скудар Г. [1], Бланк І. [2], Коробів О. [3], Павловська О. [4]. Автори приділяють увагу при вивченні даної проблеми кількісному підходу, наголошуючи на вільному ефективному обігу коштів. Практичний інтерес представляє розробка Панкова В. В. [5], Любушина М. П., Сучкова Е. А. [6], яка враховує нелінійну динаміку розвитку збиткових підприємств. Крім кількісних підходів до прогнозування банкрутства, в процесі антикризового керування підприємствами варто виділити якісний підхід, заснований на вивченні окремих характеристик бізнесу, що рухаються до банкрутства. Так, Ковальов В. В., ґрунтуючись на розробках західних аудиторських фірм, запропонував дворівневу систему показників для оцінки можливого банкрутства [7]. Однак за межами розгляду залишаються такі питання, як застосування санаційної спрямованості реструктуризації фінансового типу.

Аналіз фінансового стану акціонерних товариств, створених у процесі корпоратизації державного сектора економіки, дає можливість виявити характерні причини, внаслідок яких відбулося банкрутство підприємств. До них належать від-