

УДК 519.237

Економіка та управління підприємствами

Янковий О.Г.

*доктор економічних наук, професор, завідувач кафедри економіки підприємства та організації підприємницької діяльності
Одеського національного економічного університету*

Буздиган М.О.

*аспірант кафедри економіки підприємства та організації підприємницької діяльності
Одеського національного економічного університету*

БАГАТОВИМІРНИЙ СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ВИРОБНИЧОЇ СКЛАДОВОЇ ДІЛОВОЇ АКТИВНОСТІ ПІДПРИЄМСТВ ГАЗОВОЇ ПРОМИСЛОВОСТІ

MULTIVARIATE STATISTICAL ANALYSIS OF PRODUCTION COMPONENT OF GAS INDUSTRY ENTERPRISES' BUSINESS ACTIVITY

АНОТАЦІЯ

У статті обґрунтовано необхідність кількісної оцінки виробничої складової латентного показника «ділова активність». Для цього запропоновано використати такі методи багатовимірного статистичного аналізу, як кластеризацію, таксономію та дискримінацію. Для дослідження обрано 6 чинників-симптомів, які різносторонньо характеризують виробничу складову ділової активності підприємств газової промисловості. У рамках кластерного аналізу 24 підприємства газової промисловості України було розділено на групи лідерів, середняків та аутсайдерів. Кожний кластер піддався таксономічному аналізу, в результаті якого підприємствам присвоєно ранги. Побудовано універсальну трьохфакторну дискримінантну функцію та виявлено резерви підвищення виробничої складової ділової активності для підприємств аутсайдерів.

Ключові слова: латентна ознака, ділова активність підприємств, виробнича складова, кореляційно-регресійний аналіз, кластерний аналіз, таксономічний аналіз, дискримінантна функція

АННОТАЦІЯ

В статье обоснована необходимость количественной оценки производственной составляющей латентного показателя «деловая активность». Для этого предложено использовать такие методы многомерного статистического анализа, как кластерный анализ, таксономический анализ и дискриминантный анализ. Для анализа выбраны 6 факторов-симптомов, которые разносторонне характеризуют производственную составляющую деловой активности предприятий газовой промышленности. В рамках кластерного анализа 24 предприятия газовой промышленности Украины были

розділені на групи лідерів, середняків і аутсайдерів. Кожен кластер підвергся таксономічному аналізу, в результаті якого підприємствам присвоєно ранги. Побудована універсальна трьохфакторна дискримінантна функція і виявлені резерви підвищення продуктивної складової ділової активності для підприємств аутсайдерів.

Ключевые слова: латентний признак, ділова активність підприємств, продуктивна складова, кореляційно-регресійний аналіз, кластерний аналіз, таксономічний аналіз, дискримінантна функція

ANNOTATION

In the article the quantitative evaluation necessity of the production component of the latent sign "business activity" is substantiated. For this purpose, it is suggested to use such methods of multivariate statistical analysis as cluster analysis, taxonomic analysis and discriminant analysis. 6 factors-symptoms, which are characterizing the production component of gas industry enterprises' business activity variously, have been selected for analysis. Within the framework of cluster analysis, 24 gas industry enterprises of Ukraine were divided into groups of leaders, middle peasants and outsiders. Each cluster was subjected by a taxonomic analysis; as a result, each of enterprise was assigned the rank. The universal three-factor discriminant function was constructed and the reserves of increasing the production component of outsider enterprises' business activity were identified.

Keywords: latent characteristic, business activity, production component, correlation and regression analysis, cluster analysis, taxonomic analysis, discriminant function

Постановка проблеми. Основу економічного розвитку держави складають підприємства. На сьогоднішній день Україна переживає економічні зміни, а їх результат безпосередньо залежить від успішності використання економічного потенціалу та сталого економічного зростання суб'єктів господарювання. В економічній науці рівень ефективності діяльності підприємства визначається діловою активністю як комплексною різносторонньою, багатоаспектною характеристикою підприємства, що вказує на позицію фірми на ринку. Її оцінка проводиться експертами за результатами аналізу множини різноманітних коефіцієнтів. Тобто, ділова активність є латентним показником, оскільки не існує єдиного кількісного показника, завдяки якому можна було б виміряти її рівень.

В основі ділової активності лежить виробнича, фінансова та інвестиційна складова. Серед найсуттєвіших виділяється виробнича складова, оскільки саме

від неї залежить доцільність виробництва благ для задоволення суспільних потреб. Достовірна кількісна оцінка виробничої складової ділової активності підприємств зможе показати реальний стан діяльності підприємства та потенційні його можливості для досягнення лідерських позицій на ринку у разі максимального використання ресурсів, вкладених у виробничу діяльність підприємства.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Проблеми оцінки ділової активності вітчизняні та зарубіжні вчені розглядають з точки зору різних підходів та аспектів її формування. Ю. Брігхем [1], А.Д. Шеремет [2], Г.В. Савицька [3] використовують для оцінки ділової активності показники оборотності активів та зобов'язань. О.В. Єфимова [4] акцентує увагу на тривалості операційного циклу. М.Д. Білик [5] пропонує оцінювати ділову активність підприємства завдяки «золотому правилу економіки», заснованому на порівнянні темпів росту чистого прибутку, обсягу реалізації, суми активів (капіталу). Н.Б. Кащена, О.О. Горошанська [6] представляють комплексну оцінку ділової активності, використовуючи всі вище перелічені показники. Підхід В.В. Ковальова [7] базується на оцінці ділової активності підприємства, враховуючи коефіцієнт стійкості економічного зростання, оцінку динамічності розвитку ринку.

Виокремлення невирішених раніше частин загальної проблеми. В економічній літературі відсутній єдиний підхід до оцінки ділової активності підприємств, в тому числі і підприємств газової промисловості. Поза увагою вчених-економістів залишилося дослідження єдиного принципу оцінювання виробничої складової ділової активності підприємства.

Формування цілей статті. Метою даної статті є здійснення кількісної оцінки виробничої складової ділової активності підприємства на основі багатовимірною статистичного аналізу і побудова дискримінантних функцій для підприємств-лідерів, середняків та аутсайдерів газової промисловості України за даними відкритої статистичної звітності за 2016 рік [8].

Виклад основного матеріалу дослідження. Методи багатовимірного аналізу – найбільш дієвий кількісний інструмент дослідження соціально-економічних процесів, що описуються великим числом характеристик. До них відносяться кластерний аналіз, таксономія, факторний аналіз, кореляційний аналіз, регресійний аналіз [9]. Розглянемо за допомогою методів багатовимірного аналізу виробничу складову ділової активності 24 підприємств газової промисловості кожної області України за даними 2016 року. Для її визначення були відібрані наступні чинники-симптоми: X_1 – фондвіддача, грн./грн.; X_2 – продуктивність праці, тис. грн.; X_3 – матеріалоємність, грн./грн.; X_4 – витрати на 1 грн. виробленої продукції, грн./грн.; X_5 – зарплатоємність виробленої продукції, грн./грн.; X_6 – коефіцієнт росту виробленої продукції. Вибір даних чинників був обумовлений наявністю теоретичного зв'язку кожного фактору з рівнем ділової активності підприємств та можливістю отримати відповідну статистичну інформацію. Для розрахунку обраних показників були використані вихідні дані підприємств газової промисловості з офіційного сайту Агентства з розвитку інфраструктури фондового ринку України [8].

Багатовимірний статистичний аналіз пропонуємо провести в декілька етапів:

1. Кластерний аналіз, з метою розподілення виділеної сукупності на однорідні групи.
2. Таксономічний аналіз з метою ранжирування виділених груп і виявлення кращих і гірших об'єктів.
3. Дискримінантний аналіз з метою побудови універсальної функції, яка характеризуватиме виробничу складову ділової активності підприємств газової промисловості.

Для початку необхідно упевнитися в тому, що вибрані фактори не мають тісного зв'язку між собою за допомогою кореляційно-регресійного аналізу. Для вимірювання тісноти парної лінійної залежності між ознаками найчастіше використовується коефіцієнт парної кореляції Пірсона [10, с. 110-111].

При розрахунку матриці коефіцієнтів парної кореляції обраних показників було виявлено, що показник зарплатоємності виробленої продукції (X_5) має тісний обернений зв'язок з показниками продуктивності праці (X_2) та коефіцієнтом росту виробленої продукції (X_6). І насправді, витрати на оплату праці напряму залежать від чисельності робітників, тому при незмінній кількості виробленої продукції зарплатоємність буде зростати, а продуктивність праці знижуватись. А при зростанні суми виробленої продукції зарплатоємність буде спадати, а продуктивність праці робітників зростати. При тісному взаємозв'язку чинників втрачається якісний зміст аналізу, а отже складно буде надати інтерпретацію впливу на кінцевий результат тих чи інших чинників. Виходячи з наведеного, було б доцільно не розглядати показник зарплатоємності в багатовимірному статистичному аналізі виробничої складової ділової активності підприємств газової промисловості.

Проведений кореляційний аналіз обраних показників в редакторі Excel, результати якого наведені в табл. 1, після вилучення показника X_5 доводить, що тісного кореляційного зв'язку між ними немає і кожна зміна характеризує результуючий латентний показник з різних сторін.

Таблиця 1

Матриця коефіцієнтів парної кореляції чинників-симптомів виробничої складової ділової активності підприємств

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
X_1	1				
X_2	0,6530941	1			
X_3	0,0732929	-0,0075376	1		
X_4	0,2065739	0,25661918	0,0487987	1	
X_5	0,6629025	0,72509078	-0,117474	0,3949459	1

Джерело: розраховано авторами

Оскільки відібрані показники мають різні одиниці виміру, в рамках багатовимірного аналізу простір ознак підлягає стандартизації за допомогою

центрування і нормування. При нормальному розподілі змінних діапазон варіювання стандартизованих значень становить область від -3 до 3. [11, с. 39] Провівши стандартизацію даних, виявлено, що об'єкт № 3 показує аномально низьке значення чинника X_4 у розмірі -4,18524. Отже, аналіз при такому розподілі не може бути достовірним, оскільки область значень чинника X_4 зміщена через аномальне спостереження, тому було прийняте рішення щодо виключення об'єкта № 3 з аналізу. Коригована матриця стандартизованих даних була розраховані в програмі STATISTICA та представлена в табл. 2

Таблиця 2

Матриця стандартизованих даних виробничої складової ділової активності підприємств газової промисловості

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_6
1	-0,82273	0,62422	-0,93062	-0,42340	0,58155
2	-0,62411	0,11073	-0,93691	0,14349	0,09026
4	-0,57855	-0,23911	-1,00662	1,23384	-0,40639
5	0,24134	-0,41660	1,03155	0,02164	0,03215
6	0,81826	2,06553	-1,03458	-0,16502	0,12571
7	-0,21825	0,02930	1,03836	0,16367	-0,25636
8	0,49066	-0,24756	-1,04327	-0,19859	0,90648
9	0,14303	0,73154	0,96306	-2,06365	-1,29804
10	0,41379	-0,32827	-1,04281	-0,51489	0,58005
11	1,29883	-0,04742	-1,13372	0,93905	0,61657
12	-0,03013	0,95933	-0,96863	-0,15685	0,35165
13	0,11668	-0,19816	1,02922	0,55972	0,01205
14	-1,92873	-2,45218	0,10167	-0,90051	-2,88457
15	0,46579	0,28586	-0,96949	-0,65312	0,34447
16	0,01519	0,34180	1,03728	0,03519	0,73320
17	0,93145	0,84976	0,94437	-0,48832	0,03294
18	-1,56430	-2,44725	0,51853	3,23609	-2,59070
19	3,05182	0,90803	1,09750	0,09514	1,11881
20	-0,64033	-0,37918	-0,92895	-0,11690	-0,04226
21	-0,61355	0,53891	1,07070	-0,30692	0,42285
22	-0,28089	-0,63430	-0,97622	-0,26147	0,82672
23	-0,45216	-0,67889	1,04387	-1,15909	0,29554
24	-0,23309	0,62394	1,09571	0,98092	0,40734

Джерело: розраховано авторами

Розпочнемо аналіз з кластеризації обраної сукупності об'єктів. Завдання кластерного аналізу полягає в розділенні сукупності досліджуваних

підприємств з близькими значеннями чинників-симптомів, що відображають виробничу складову ділової активності підприємств газової промисловості на кількісно однорідні групи. Процедуру кластеризації доцільно розподілити на три основні етапи.

На першому етапі проводиться кластеризація з використанням найбільш розповсюджених серед процедур прямої класифікації ієрархічних алгоритмів. Ієрархічне об'єднання (агломерація) об'єктів в кластери на базі критеріїв, які мінімізують відстані між ними в просторі чинників ділової активності підприємств газової промисловості, представлено на рис. 1.

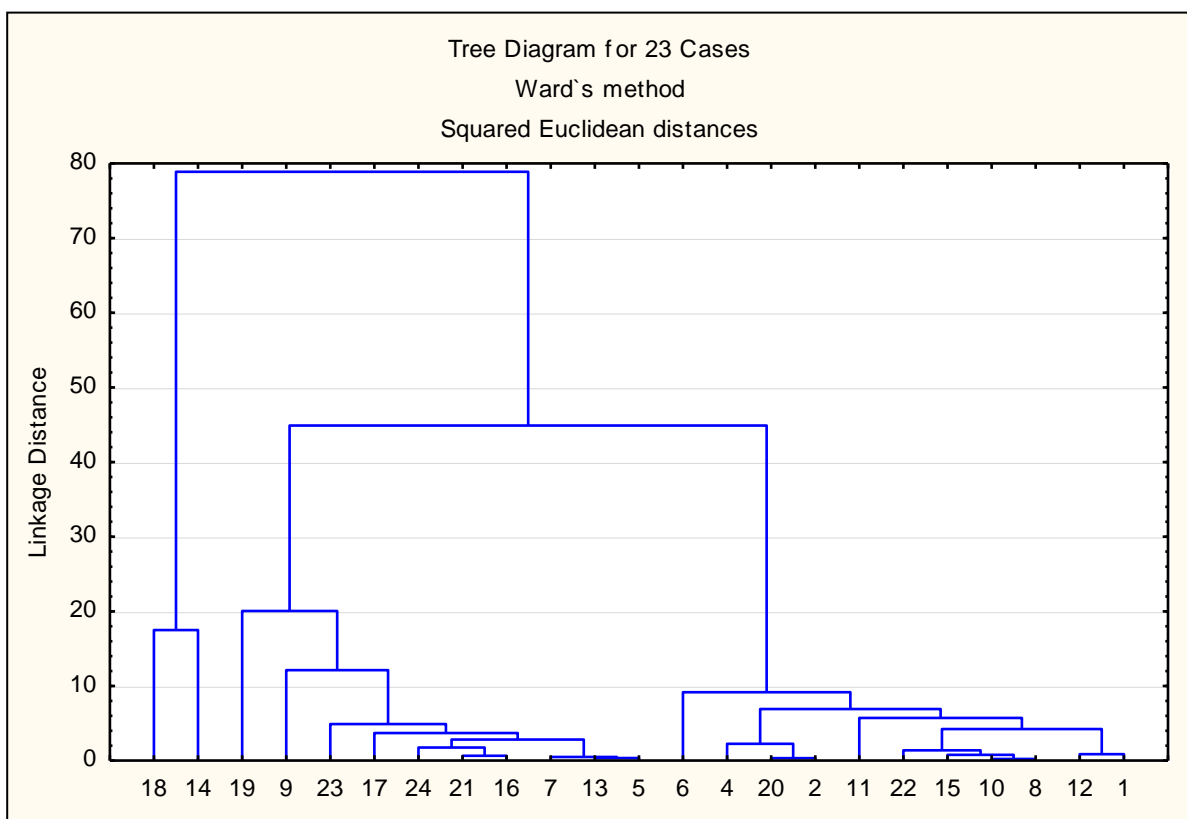


Рис. 1. Вертикальна ієрархічна дендрограма процесу кластеризації підприємств газової промисловості

Джерело: побудовано авторами

В якості метрики відстані між об'єктами був використаний квадрат евклідової відстані, в ролі правила об'єднання – критерій Уорда. Аналіз дендрограми показав, що сукупність розбивається на 3 кластери. До складу першого входять об'єкти № 14 та № 18, до складу другого – відповідно № 19,

№ 9, № 23, № 17, № 24, № 21, № 16, № 7, № 13, № 5, а до складу третього – відповідно № 6, № 4, № 20, № 2, № 11, № 22, № 15, № 10, № 8, № 12, № 1.

На другому етапі повинен бути здійснений контроль правильності розбивки вихідної статистичної сукупності об'єктів. Для цього серед ітеративних методів еталонного типу використовуємо метод k-середніх. Результат розподілу сукупності за цим методом висвітлено у табл. 3.

Таблиця 3

Результати кластеризації підприємств газової промисловості за методом
k-середніх

Склад кластеру 1 та відстань до відповідного центру тяжіння		Склад кластеру 2 та відстань до відповідного центру тяжіння		Склад кластеру 3 та відстань до відповідного центру тяжіння	
	Відстань		Відстань		Відстань
14	0,935533	1	0,480999	5	0,331422
18	0,935533	2	0,33455	7	0,356538
		4	0,739205	9	1,072355
		6	0,912727	13	0,418571
		8	0,381548	16	0,312446
		10	0,37686	17	0,407349
		11	0,724412	19	1,343486
		12	0,348549	21	0,444076
		15	0,343791	23	0,689851
		20	0,443105	24	0,617801
		22	0,463895		

Джерело: розраховано авторами

Виходячи з даних табл. 3, можна зробити висновок, що метод k-середніх повністю підтвердив результати ієрархічного об'єднання. Це свідчить про високу надійність отриманої кластеризації і про дійсну близькість об'єктів одної групи та суттєву відмінність підприємств в просторі чинників-симптомів виробничої складової ділової активності підприємства, що належать різним групам.

На третьому етапі проводиться ідентифікація отриманих кластерів на основі процедури подвійного об'єднання, яка показана на рис. 2.

На підставі отриманих даних можна розділити утворені групи підприємств на лідерів, середняків та аутсайдерів. Отже, кластер 1 є аутсайдером. Такий висновок можна зробити виходячи з найнижчих показників фондовіддачі, продуктивності праці, коефіцієнту росту виробленої продукції та високих показників матеріалоємності продукції та витрат на 1 грн. виробленої продукції. Кластер 2 доцільно віднести до лідерів. Фондовіддача, продуктивність праці, коефіцієнт росту виробленої продукції цих об'єктів має позитивні значення відповідно, а матеріалоємність продукції та витрати на 1 грн. виробленої продукції знаходяться на нижчому рівні порівняно з останніми об'єктами. Трошки гірші значення вищезазначених показників має група підприємств, які знаходяться в кластері 3. Цю групу можна ідентифікувати як середняки.

Вказані етапи виконувалися на персональному комп'ютері за допомогою пакета прикладних програм STATISTICA.

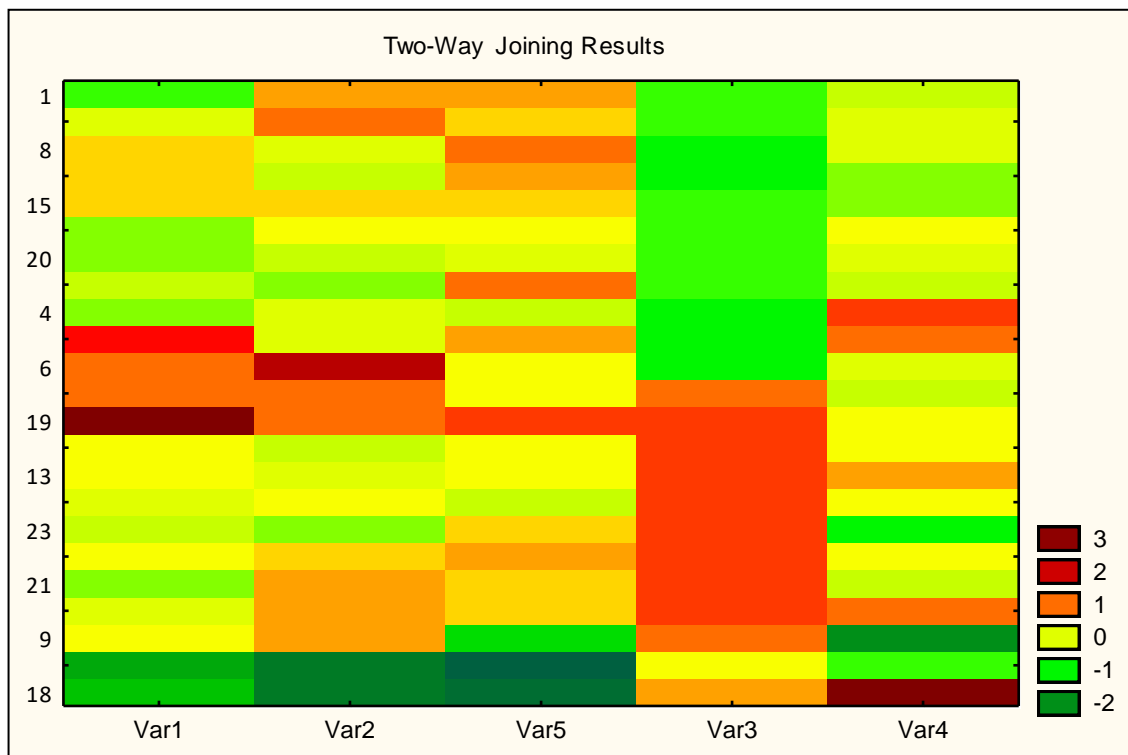


Рис. 2. Графічне представлення результатів подвійного об'єднання

Джерело: побудовано авторами

Наступним етапом багатовимірного статистичного аналізу латентного показника «ділова активність» підприємства, а саме його виробничої складової є таксономічний аналіз в рамках кожного кластера окремо. Таксономічний аналіз базується на розрахунку відстаней (схожості) всіх точок (об'єктів) до еталона (антиеталона) в просторі спостережуваних чинників-симптомів, які є зовнішнім проявленням прихованої властивості об'єктів. Даний метод утілений у дві головні алгоритми таксономічного аналізу – класичний і модифікований. Слід відмітити, що класичний алгоритм іноді приводить до помилок при визначенні схожості з об'єктами-аутсайдерами (за дослідженою прихованою властивістю об'єктів), а модифікований алгоритм, навпаки, страждає неточністю при ідентифікації об'єктів-лідерів. [11, с. 32] Тому в останній час при складанні рейтингів пропонується використовувати змішаний (об'єднаний) підхід. На підставі ранжирувань, виконаних за класичним та модифікованим алгоритмами, будується агрегована рейтингова оцінка методом строкових сум. Далі, після розрахунку об'єднаних рейтингових оцінок r_i кожному об'єкту присвоюється кінцевий ранг R_i [11, с. 56-57]. Результати змішаного алгоритму таксономічного аналізу представлені в табл. 4.

Таблиця 4

Сукупна рейтингова оцінка за формулою Фішберна

Досліджувані об'єкти	Рейтингова оцінка		Вагові коефіцієнти		r_i	Ранг за змішаним алгоритмом
	R_{ei}	R_{ai}	K_{ei}	K_{ai}		
Кластер лідерів						
1	7	7	0,075758	0,10606061	1,272727	7
2	9	9	0,045455	0,13636364	1,636364	9
4	11	11	0,015152	0,16666667	2	11
6	1	2	0,166667	0,03030303	0,227273	1
8	2	3	0,151515	0,04545455	0,439394	2
10	3	4	0,136364	0,06060606	0,651515	4
11	4	1	0,121212	0,01515152	0,5	3
12	5	6	0,106061	0,09090909	1,075758	6
15	6	5	0,090909	0,07575758	0,924242	5
20	10	10	0,030303	0,15151515	1,818182	10
22	8	8	0,060606	0,12121212	1,454545	8
Кластер середняків						
5	6	8	0,090909	0,14545455	1,709091	8

7	9	10	0,036364	0,18181818	2,145455	10
9	4	2	0,127273	0,03636364	0,581818	3
13	8	9	0,054545	0,16363636	1,909091	9
16	3	4	0,145455	0,07272727	0,727273	4
17	1	3	0,181818	0,05454545	0,345455	1
19	2	1	0,163636	0,01818182	0,345455	2
21	5	5	0,109091	0,09090909	1	5
23	7	6	0,072727	0,10909091	1,163636	7
24	10	7	0,018182	0,12727273	1,072727	6
Кластер аутсайдерів						
14	2	2	0,333333	0,66666667	2	2
18	1	1	0,666667	0,33333333	1	1

Джерело: розраховано авторами

За результатами таксономічного аналізу можна виявити, що абсолютним лідером в галузі газової промисловості за виробничою складовою ділової активності підприємства є підприємство № 6 ПАТ «Закарпатгаз», а абсолютним аутсайдером – підприємство № 14 ПАТ «Одесагаз».

Завершальним етапом є дискримінантний аналіз, у процесі якого вирішуються наступні основні задачі:

- 1) побудова адекватної дискримінантної функції за допомогою методів кореляції і регресії;
- 2) визначення оцінок латентної ознаки досліджуваних економічних об'єктів на базі побудованої дискримінантної функції;
- 3) оцінювання прихованої властивості, що вивчається, для об'єктів, котрі не входять у досліджувану сукупність [11, с. 33-34].

Для побудови універсальної дискримінантної функції для підприємств газової промисловості проведемо регресійний аналіз отриманої класифікації підприємств, прийнявши у якості залежної змінної величину \hat{Y} , яка набуває значень від 1 до 23. При цьому 1 буде привласнена гіршому об'єкту аутсайдеру, 2 – кращому аутсайдеру, 3 – гіршому серед середняків тощо. А 23 – найліпшому серед лідерів. Отже, приналежність нового об'єкта до певного кластера буде представлена таким чином: якщо результат розрахованої дискримінантної функції буде в межах від 1 до 2, новий об'єкт буде

аутсайдером, від 3 до 12 – відповідно середняком, від 13 до 23 – відповідно лідер.

У ролі факторних ознак спочатку застосуємо всі 5 чинників-симптомів виробничої складової ділової активності підприємств газової промисловості, зазначені вище. Результати регресійного аналізу, виконаного в програмі Excel за допомогою модуля «Аналіз даних», представлені в табл. 5.

Перш ніж використовувати побудовану модель необхідно перевірити ступінь її надійності. Представимо рівень значущості побудованої моделі α на рівні 0,01. Оскільки розрахункова значимість F набагато менше заданого рівня значущості α ($1,45E-09 = +0,00000000145 < 0,01$), то з вірогідністю $1 - \alpha = 1 - 0,01 = 0,99$ або 99 % побудовану модель слід визнати в цілому надійною, значущою, суттєвою.

Таблиця 5

Результати багатовимірного кореляційно-регресійного аналізу виробничої складової ділової активності підприємств

Регресійна статистика									
Множ. R	0,967574								
R-квадрат	0,936199								
Норм. R-квадрат	0,917434								
Станд. похибка	1,948858								
Спостер.	23								
Дисперсійний аналіз									
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Знач. F</i>				
Регресія	5	947,4332	189,4866	49,89056	1,45E-09				
Залишок	17	64,56679	3,798046						
Всього	22	1012							
	<i>Коеф.</i>	<i>Станд. похибка</i>	<i>t-стат.</i>	<i>P-Знач.</i>	<i>Нижні 95%</i>	<i>Верхні 95%</i>	<i>Нижні 95,0%</i>	<i>Верхні 95,0%</i>	
Y-пер.	25,39069	17,6633	1,437483	0,168733	-11,8756	62,65699	-11,8756	62,65699	
Зм. X ₁	0,435019	0,1554	2,799357	0,012322	0,107155	0,762884	0,107155	0,762884	
Зм. X ₂	0,004293	0,0016	2,682438	0,015741	0,000916	0,007669	0,000916	0,007669	
Зм. X ₃	-13,0673	1,0522	-12,419	5,94E-10	-15,2873	-10,8474	-15,2873	-10,8474	
Зм. X ₄	-18,8491	17,79707	-1,05911	0,304365	-56,3977	18,69941	-56,3977	18,69941	
Зм. X ₆	1,681524	1,392077	1,207925	0,243613	-1,2555	4,61855	-1,2555	4,61855	

Джерело: розраховано авторами

У табл. 5 наведені загальні підсумки моделювання: коефіцієнт множинної кореляції $R = 0,967574$ свідчить про дуже тісний зв'язок між відібраними показниками і змінною \hat{Y} , що характеризує виробничу складову ділової активності підприємств газової промисловості. Коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,936199$ показує, що майже 94 % зміни виробничої складової ділової активності об'єктів визначається саме включеними до моделі чинниками-симптомами.

Розгляд t -критерія та P -значимості сигналізує про неоднакову дискримінантну спроможність факторів отриманого рівняння регресії. Дані табл. 5 показують, що змінні X_4 та X_6 є статистично ненадійні, незначущі, тобто їх роль у розпізнаванні виробничої складової ділової активності досліджуваних об'єктів не надто висока. Тому було вирішено провести покроковий регресійний аналіз з метою поетапного вилучення з моделі несуттєвих факторів. Його кінцеві результати представлені в табл. 6.

Таблиця 6

Результати покрокового багатовимірного кореляційно-регресійного аналізу виробничої складової ділової активності підприємств

Регресійна статистика								
Множ. R	0,962488							
R-квадрат	0,926383							
Норм. R-квадрат	0,9147596							
Станд. похибка	1,980166							
Спостер.	23							
Дисперсійний аналіз								
	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Знач. F</i>			
Регресія	3	937,4999	312,49996	79,697851	6,01E-11			
Залишок	19	74,50012	3,92106					
Всього	22	1012						
	<i>Коеф.</i>	<i>Станд. похибка</i>	<i>t-стат.</i>	<i>P-Знач.</i>	<i>Нижні 95%</i>	<i>Верхні 95%</i>	<i>Нижні 95,0%</i>	<i>Верхні 95,0%</i>
Y-пер.	8,427612	1,48462	5,67662	1,795E-05	5,32027	11,53495	5,320273	11,53495
Зм. X_1	0,499031	0,14358	3,47568	0,0025312	0,19852	0,799543	0,198518	0,799543
Зм. X_2	0,005565	0,00141	3,93763	0,0008835	0,00261	0,008523	0,002607	0,008523
Зм. X_3	-13,35174	1,03156	-12,94327	7,144E-11	-15,51082	-11,1927	-15,5108	-11,1927

Джерело: розраховано авторами

Отже, отримане в результаті покрокового регресійного аналізу рівняння містить наступні найбільш впливові на виробничу складову ділової активності підприємств газової промисловості змінні: фондвіддача, продуктивність праці, матеріалоємність виробленої продукції. Їх статистична надійність підтверджена показниками t-критерію та P-значимості і знаходиться у припустимих межах.

Універсальне рівняння дискримінантної функції виглядає так:

$$\hat{Y} = 8,42761 + 0,49903 X_1 + 0,00556 X_2 - 13,35174 X_3. \quad (1)$$

Перевіримо на придатність для практичного використання побудовану модель. Отже, коефіцієнт множинної кореляції $R = 0,962488$ трохи знизився за рахунок вилучення чинників X_4 та X_6 , але не дуже суттєво. Його величина вказує на досить тісний зв'язок між змінними, що залишилися і змінною \hat{Y} . Коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,926383$ показує, що майже 93 % зміни виробничої складової ділової активності об'єктів визначається саме чинниками-симптомами, що залишилися в моделі. Рівняння (1) є значущим в цілому: значимість F-критерія дорівнює $6,01E-11$, тобто з достовірністю 99 % можна стверджувати про надійність отриманої моделі.

Перевірка знаків коефіцієнтів регресії показала, що всі вони узгоджуються з економічними міркуваннями про напрямок зв'язку між чинниками-симптомами стимуляторами (X_1 та X_2), дестимулятором (X_3) і змінною \hat{Y} , яка характеризує ранг підприємств газової промисловості за рівнем їх виробничої складової ділової активності. Тобто, ріст фондвіддачі і продуктивності праці та зниження матеріалоємності продукції веде до наближення рангу виробничої складової ділової активності об'єкта до найвищого. Все це доказує, що регресійна модель не потребує коригування і може бути використана на практиці.

Розглянемо дискримінантну функцію виробничої складової ділової активності для об'єкту № 3 ПАТ «Дніпрогаз», який було вилучено з аналізу через аномальне значення показника X_4 у 2016 р. Для цього підставимо значення змінних X_1 , X_2 , X_3 у інтегральну модель (1) і отримаємо результат

5,969. Оскільки розрахункове значення змінної \hat{Y} потрапило до інтервалу $3 < \hat{Y} = 5,969 < 12$, то можна стверджувати, що ПАТ «Дніпрогаз» за даними 2016 р. треба віднести до кластеру середняків. Проведемо ідентифікацію ще одного підприємства, яке не входило у досліджувану сукупність, ПАТ «Уманьгаз», підставивши значення $X_1 = 7,29$; $X_2 = 1034,472$; $X_3 = 0,091$ за 2016 р. в універсальну дискримінантну функцію. Отриманий результат 16,606 потрапив до інтервалу $13 < \hat{Y} = 16,606 < 23$, що дозволяє віднести досліджуване підприємство до кластеру лідерів.

Прикладні аспекти побудованої регресійної моделі зводяться до економічного аналізу та прогнозування виявлених зв'язків на підприємстві [10, с. 129; 12]. Перш за все, необхідно оцінити вплив кожного чинника-симптому на результативний показник \hat{Y} та виявити резерви її росту на підставі порівняльного аналізу об'єктів лідерів та об'єктів аутсайдерів.

Оцінки середнього абсолютного впливу факторів на результативний показник \hat{Y} проводиться на основі коефіцієнтів регресії. Отже, з ростом фондоддачі на 1 тис. грн. виробнича складова ділової активності збільшується в середньому на 0,5, а при підвищенні продуктивності праці на 1 тис. грн. – на 0,005 відповідно. А от при рості матеріалоємності виробленої продукції на 1 тис. грн. виробнича складова ділової активності знижується на 13,35 пункти.

Розрахувавши коефіцієнти еластичності побудованої моделі, можна оцінити відносний вплив та виявити що:

- з ростом фондоддачі на 1 % виробнича складова ділової активності збільшується в середньому на 0,32 %;
- при підвищенні продуктивності праці на 1 % відповідно виробнича складова ділової активності збільшується в середньому на 0,54 %;
- при рості матеріалоємності виробленої продукції на 1 % виробнича складова ділової активності знижується на 0,56 %.

Для виявлення на скільки стандартних відхилень в середньому зміниться результативна змінна \hat{Y} зі зміною фактору X_j на одне стандартне відхилення використовують β -коефіцієнти. Розраховані β -коефіцієнти для трьохфакторної

побудованої моделі вказують, що з ростом фондівддачі на 1 стандартне відхилення виробнича складова ділової активності збільшується в середньому на 0,274 свого стандартного відхилення, при підвищенні продуктивності праці відповідно – збільшується на 0,310 свого стандартного відхилення, при рості матеріалоемності продукції відповідно – знижується на 0,811 свого стандартного відхилення.

Відповідно, можна стверджувати, що на підприємствах газової промисловості абсолютний, відносний вплив фактору матеріалоемності продукції та вплив з урахуванням ступеня його коливання на результативний показник виробничої складової ділової активності значно вищий порівняно за вплив показників фондівддачі та продуктивності праці. Отже, саме в зниженні фактора X_3 закладені резерви поліпшення виробничої складової ділової активності підприємств газової промисловості.

Щоб виявити ефект (резерв) підвищення виробничої складової ділової активності підприємств, необхідно різницю середніх значень факторів підприємств-лідерів та підприємств-аутсайдерів помножити на відповідні коефіцієнти регресії побудованої моделі. Розрахунок сумарного ефекту (резерву) підприємств-лідерів по відношенню до підприємств-аутсайдерів за рахунок різниці групових середніх факторів X_1 , X_2 , X_3 був здійснений в програмі Excel і представлений в табл. 7.

Таблиця 7

Порівняльний аналіз виробничої складової ділової активності підприємств-лідерів та підприємств-аутсайдерів на базі моделі (1)

Змінні	Середні значення змінних по групам		Різниця середніх значень (гр. 2 – гр. 3)	Коефіцієнти. регресії	Ефект (резерв) (гр. 4 × гр. 5)
	лідерів	аутсайдерів			
X_1	7,79592	1,11873	6,67719	0,49903	3,33212
X_2	1244,75417	244,07972	1000,67445	0,00556	5,56853
X_3	0,09439	0,63275	-0,53836	-13,35174	7,18798
\hat{Y}	17,98449	1,89586	16,08863	-	16,08863

Джерело: розраховано авторами

Аналізуючи табл. 7, можна зробити наступні висновки: якщо середня фондвіддача підприємств-аутсайдерів зростає на 6,68 грн., середня продуктивність праці на 1000,67 тис. грн., а середня матеріалоемність на одиницю виробленої продукції знизиться на 54 коп., вони зможуть реалізувати резерв росту виробничої складової ділової активності на 3,33, 5,57 та 7,18 відповідно. Тобто загальний резерв складе 16,08 пунктів.

Висновки. Запропонована методика здебільшого є корисною для потенційних інвесторів, банків та інших контрагентів підприємств, хоча може бути використана і безпосередньо на самому підприємстві з метою визначення стану виробничої складової ділової активності відносно конкурентів у галузі. Вона допомагає визначити місце в економічному середовищі, а також ефективність і безризиковість ділових відносин. Крім того, розроблена модель надає можливість проводити ранжирування як у просторі (порівняння різних підприємств між собою), так і у часі (встановлення динаміки зміни виробничої складової одного й того ж підприємства за обраний період часу).

Бібліографічний список:

1. Бригхем Ю. А. Финансовый менеджмент: [учеб. пособ.] / Ю. А. Бригхем, Л. С. Гапенски. – М.: Финансы и статистика, 1999. – 429 с.
2. Шеремет А. Д. Финансовый анализ / Под ред. А. Д. Шеремет. – М.: Экономика, 2009. – 196 с.
3. Савицька Г. В. Економічний аналіз діяльності підприємства : навч. посіб. / Г. В. Савицька. – К.: Знання, 2004. – 654 с.
4. Ефимова О. В. Анализ финансовой отчетности: [учеб. пособ.] / О. В. Ефимова, М. В. Мельник / Под ред. О. В. Ефимовой. – М.: Омега-Л, 2004. – 451 с.
5. Білик М. Д. Фінансовий аналіз : навч. посіб. / М. Д. Білик, О. В. Павловська, Н. М. Притуляк, Н. Ю. Невмержицька. – 2-ге вид. – К.: КНЕУ, 2007. – 592 с.

6. Кащена Н. Б. Ділова активність підприємства: сутність та методика аналізу : монографія / Н. Б. Кащена, О. О. Горошанська, Т. В. Польова [та ін.]. – М.: Видавництво Іванченка І. С., 2016. – 196 с.
7. Ковалев В. В. Финансовый менеджмент: теория и практика / В. В. Ковалев. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: ТК “Велби”, “Проспект”, 2007. – 1024 с.
8. Офіційний сайт Агентства з розвитку інфраструктури фондового ринку України [Електронний ресурс] – 2017. – Режим доступу: <https://smida.gov.ua/>
9. Янковой А. Г. Многомерный анализ в системе STATISTICA / А. Г. Янковой. – Вып. 1. – Одесса: Оптимум, 2001.– 216 с.
10. Янковой А. Г. Математико-статистические методы и модели в управлении предприятием: учебное пособие // А. Г. Янковой.– Одесса, 2014. – 250 с.
11. Янковий О. Г. Латентні ознаки в економіці: монографія. – Одеса: Атлант, 2015. – 168 с.
12. Юр’єва Г. В. Оцінка фінансового стану промислових підприємств – багатовимірний підхід / Автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. екон. наук за спец. 08.04.01 – фінанси, грошовий обіг та кредит / Г. В. Юр’єва. – Одеса, ОДЕУ, 2006. – 19 с.