

МЕТОДИКА ОПТИМІЗАЦІЇ УПРАВЛІНСЬКИХ ВПЛИВІВ НА ОСНОВІ КВАЛІМЕТРИЧНИХ ОЦІНОК ДІЯЛЬНОСТІ ОРГАНІЗАЦІЇ

А. Должанський, кандидат технічних наук, професор, завідувач кафедри,
О. Бондаренко, аспірант кафедри,
В. Расчубкін, кандидат технічних наук, доцент,
О. Ясев, кандидат технічних наук, професор, керівник навчально-аналітичного управління,
В. Чухліб, кандидат технічних наук, доцент,
 Національна металургійна академія України, м. Дніпропетровськ

Методика оптимизации управляющих влияний на основе квалиметрических оценок деятельности организации

А. Должанский, кандидат технических наук, профессор, заведующий кафедрой,
 О. Бондаренко, аспирант кафедры,
 В. Расчубкин, кандидат технических наук, доцент,
 А. Ясев, кандидат технических наук, профессор, руководитель учебно-аналитического управления,
 В. Чухлеб, кандидат технических наук, доцент,
 Национальная металлургическая академия Украины, г. Днепропетровск

Method of Optimize Manage Actions Based on Qualimetric Organization Proceedings Assessment

A. Dolzhanskiy, Doctor of Technical Sciences, Professor, Head of Quality,
 O. Bondarenko, Post-graduate Student, Quality,
 V. Raschybkin, Candidate of Technical Sciences, Docent,
 O. Yasev, Candidate of Technical Sciences, Professor, Head of Educational Analitichesky Department,
 V. Chuhleb, Candidate of Technical Sciences, Docent,
 National Metallurgical academy of Ukraine, Dnipropetrovsk

У статті запропоновано та апробовано методику оптимізації управлінських впливів, які забезпечують максимізацію технічних та (або) технологічних, та (або) організаційних показників діяльності організації (її структурного підрозділу) шляхом кваліметричного оцінювання та факторного аналізу характеристичних значень відповідних факторів. Представлено узагальнений алгоритм таких дій. Отримані результати можуть бути використані для підвищення рівня якості будь-якої економічної та (або) організаційної системи.

Потреба України у підвищенні якості процесів, продукції та послуг зумовлена конкуренцією на ринку. Суттєві переваги у процесі формування іміджу у неформальній боротьбі організацій, зокрема, вищих навчальних закладів (ВНЗ) можуть надати високі результати під час оцінювання їх діяльності за міжнародними та загальнодержавними рейтингами [1]. Одним з інструментів цілеспрямованого формування високої зовнішньої рейтингової оцінки діяльності є внутрішні системи оцінювання, які вико-

ристовуються у більшості вітчизняних ВНЗ та є відображенням зовнішніх систем оцінювання діяльності.

Досвід свідчить, що перелік показників діяльності («одиничних показників якості») та їх значимість («коефіцієнти вагомості»), які формують «комплексний показник якості» [2], далеко не завжди є оптимальними, що може супроводжуватися дублюванням змісту показників, зниженням точності оцінки, перевитратою ресурсів тощо. ▶

Недоліком такого підходу також є використання для рейтингової оцінки даних щодо результатів діяльності, вже отриманих за попередній період, без явної можливості управління ними з прогнозом результативності.

Отже, метою статті є презентація розробленої методики прогнозування рівня комплексного показника якості діяльності підрозділів організації на прикладі ВНЗ шляхом кваліметричного вимірювання та своєчасного оперативного керування певними технічними, технологічними та організаційними факторами.

Відомо, що комплексний показник якості Q зазвичай визначають як середньозважену (арифметичну, геометричну, квадратичну або гармонічну) згортку одиничних показників якості y_i з їх коефіцієнтами вагомості k_i і представляють функцією $Q = f(y_1, y_2, \dots, y_n; k_1, k_2, \dots, k_n)$, де $1 \leq i \leq n$. За певних значень k_i максимізацію $Q_{\text{онт}}$ формально можна здійснити шляхом багатопараметричної оптимізації за значеннями $y_{i,\text{онт}}$ внаслідок вирішення системи рівнянь [2]:

$$\frac{dQ}{dy_1} = 0; \frac{dQ}{dy_2} = 0; \dots \dots \dots \frac{dQ}{dy_n} = 0. \quad (1)$$

У [3] показано, що одиничні показники якості y_i визначаються сукупністю технічних та (або) технологічних, та (або) організаційних параметрів x_j за узагальненою формулою $y_i = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_j)$, де $1 \leq j \leq m$.

Тоді для арифметичної зваженої оцінки з використанням z — степеневих поліноміальних залежностей $y_i = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_j)$ комплексний показник якості Q виступає як функціонал [3]:

$$Q = \sum_{i=1}^m (k_i (\sum_{j=1}^n (\sum_{h=0}^z (a_{hji} \cdot x_{ji}^h))))), \quad (2)$$

де a — коефіцієнти при членах поліному; $0 \leq h \leq z$ — степені членів поліному, і для досягнення його максимального значення $Q_{\text{онт}}$ у ході багатопараметричної оптимізації, наприклад, з використанням методів лінійного або нелінійного програмування [4] можна формально визначити рівні відповідних технічних, технологічних та (або) організаційних параметрів $x_{j,\text{онт}}$ за системою рівнянь:

$$\frac{dQ}{dx_1} = 0; \frac{dQ}{dx_2} = 0; \dots \dots \dots; \frac{dQ}{dx_m} = 0. \quad (3)$$

Також слід урахувувати, що

$$\sum_1^n k_i = k_1 + k_2 + \dots \dots \dots + k_n + c \equiv 1, \quad (4)$$

де c — невизначеність представлення процесу формування якості продукції [3].

У разі наявності нелінійності у залежності $y_i = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_j)$ задача знаходженні $Q_{\text{онт}}$ стає достатньо складною [5].

Використання представленого підходу до об'єктів виробничої сфери довело його адекватність [3, 5].

У зв'язку з викладеним, представляється доцільним застосування представленої методики для з'ясування її придатності в галузі невиробничої сфери на прикладі прогнозування ефективності діяльності підрозділу ВНЗ у рамках його діючої системи рейтингового оцінювання.

Основні матеріали дослідження

Як предметну сферу визначено систему рейтингової оцінки діяльності кафедр гуманітарної підготовки (філософії; історії та українознавства; фізичного виховання; соціології та політології) Національної металургійної академії України (м. Дніпропетровськ), кількість показників діяльності яких є суттєво меншою, ніж на випускаючих кафедрах за 2009—2012 роки, коли перелік показників та їх коефіцієнти вагомості були відносно стабільними.

Під час аналізу даних у ході експертної оцінки визначено перелік параметрів x_j процесу, які підлягають управлінню, та залежні від них одиничні показники якості y_i .

Для подальшого розгляду відповідно до наявної системи визначення рейтингу підрозділів академії були відібрані одиничні показники якості з їх коефіцієнтами вагомості: y_1 — «кількість захищених дисертацій» з коефіцієнтом вагомості $k_1 = 0,045$; y_2 — «якість навчання» ($k_2 = 0,013$); y_3 — «опубліковано монографій та підручників» ($k_3 = 0,03$); y_4 — «опубліковано навчально-методичної літератури» ($k_4 = 0,07$); y_5 — «опубліковано статей та отримано патентів» ($k_5 = 0,33$); y_6 — «опубліковано тез доповідей» ($k_6 = 0,25$); y_7 — «опубліковано статей, патентів тез доповідей зі студентами» ($k_7 = 0,24$), — та параметри, якими можна керувати: x_1 — «матеріальне забезпечення навчального процесу (МЗНП)», що відображалось даними стосовно наявності різних учбових приміщень; x_2 — «кваліфікаційне забезпечення навчального процесу (КЗНП)», що відображалось кількістю викладачів з науковими ступенями та вченими званнями. Усі зазначені параметри представляли у відношенні до кількості викладачів на відповідній кафедрі, за виключенням y_2 , який є відношенням кількості добрих та відмінних оцінок студентів до їх загальної кількості. При цьому коефіцієнти k_i усереднені за роками для однакових y_i . У результаті сума коефіцієнтів вагомості склала 0,978, а, відповідно до формули (4), $c = 0,022$.

Оскільки зазначені характеристики у натуральному виді взаємно не зіставні, кожному з них нормовано відносно відповідного максимального рівня, досягнутого однією з кафедр у певному році у діапазоні 0...1 (табл. 1), а вся вибірка даних уважалася ергодичною [4].

Для реалізації розрахунків за виразами (2) — (4) необхідно конкретизувати вид залежностей

Таблиця 1. Показники та параметри навчального процесу

x_1	x_2	y_1	y_2	y_3	y_4	y_5	y_6	y_7	Місце у рейтингу	Рік
0,77	0,78	0	0,83	0,76	0,75	0,55	1	1	3	2008/09
0	0,62	1	1	1	0	0,94	0,216	0	1	
1	0,67	0,4	0	0	1	0,11	0,0236	0	5	
0,58	1	0	0,89	0	0	1	0,55	0,554	4	
0,84	0,58	0	1	0,21	0,93	0,32	1	1	3	2009/10
0,26	0,74	0,2	0,99	1	0	1	0	0,381	1	
1	0,76	1	0	0,13	0	0,11	0	0,027	2	
0,51	1	0	0,88	0	1	0,43	0,46	0,56	4	
0,84	0,48	0,64	1	1	1	0,45	1	0,88	1	2011/12
0,38	1	0	0,93	0,15	0	1	0	0,61	2	
1	0,79	0,43	0	0	0	0,2	0	0	3	
0,66	0,95	1	0,8	0	0,14	0,16	0,83	1	4	
0,84	0,67	0,5	0,95	0,54	1	0,61	0,746	1	2	2012/13
0,34	1	0,61	0,95	0,53	0,72	1	0,534	0,28	3	
1	0,88	1	1	1	0,38	0,18	0,024	0	1	
0,77	1	0	0,78	0,35	0	0,69	1	0,89	4	

$y_i = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_j)$, що можна здійснити, зокрема, у результаті регресивного аналізу. Але для цього потрібен достатній статистичний матеріал, який відповідає закону нормального розподілення [6, 7].

Аналізування даних, представлених у табл. 1, виявило суттєве відхилення більшості статистичних даних від закону Гауса.

Одним із шляхів покращання якості статистичної вибірки є використання прийомів бутстреп аналізу [8]. Але успішність такого опрацювання суттєво залежить від якості початкової, навіть і малої вибірки даних: характеристики розподілення останньої не повинні істотно відрізнятися від генеральної сукупності. Застосування такого прийому до даних, наведених у табл. 1, навіть за декількох десятків тисяч «бутстрепів» (циклів тиражування даних), не дало позитивного результату. Це, ймовірно, стало наслідком властивостей вибірки, яка могла міститися «на краю» генеральної сукупності, або певним «вольонтаризмом» за ідентифікації x_j та y_i .

У результаті пряме застосування методів регресивного аналізу для конкретизації залежностей $y_i = \varphi(x_1, x_2, \dots, x_j)$ стало некоректним.

Тому для аналізування наведеного статистичного матеріалу використали факторний аналіз, який дозволяє виявити зв'язки між усіма змінними факторами, коли кількість змінних, об'єм вибірок та вид закону розподілення вірогідності є обмеженими [9].

Особливістю такого підходу стає необхідність логічної інтерпретації даних, що отримуються на основі значень коефіцієнтів факторних навантажень, які ви-

значаються взаємними впливами всіх значень змінних. Коли ж прийнятне тлумачення не складається і немає розумного пояснення того, що виявилось, переходять до «обертів» даних, розглядаючи їх «під різним кутом повороту», прагнучи отримати прийнятну трактовку. У випадках, якщо і це не допомагає, потрібно повертатися до удосконалення та аналізування вихідних даних з їх подальшим відповідним опрацюванням [9].

Для виявлення найбільш вагомих факторів та факторної структури вибірки у комп'ютерному середовищі Statistica (Статистика) 11 застосували «метод головних компонентів», який дозволив виявити обмежену кількість факторів F_w , які, на основі перерозподілу дисперсій, стали представниками змінних із сильною взаємною кореляцією [9].

Таблиця 2. Фактори з їх факторними навантаженнями

F1	F2	F3	Показники
0,523363	- 0,738988	0,068969	x_1
0,096786	0,512465	0,661272	x_2
0,439618	0,117244	- 0,636789	y_1
- 0,885487	0,170552	- 0,160704	y_2
- 0,414654	0,161267	- 0,834804	y_3
- 0,236377	- 0,705750	- 0,162724	y_4
- 0,656721	0,660683	0,086554	y_5
- 0,665630	- 0,602159	0,122242	y_6
- 0,718408	- 0,514686	0,290731	y_7

Таблиця 3. Дисперсія факторів за табл. 2

Фактори	Дисперсія, %	
	для фактора	усіх факторів
1	44,51	44,51
2	26,59	71,10
3	11,57	82,67

У табл. 2 представлено дані щодо трьох визначених факторів F_w з їх факторними навантаженнями для кожної змінної, а у табл. 3 — дисперсії зазначених факторів. Збільшення кількості факторів не дало додаткової інформації щодо суттєвих зв'язків між змінними, але знизило рівні факторних навантажень і відповідну вагомість факторів.

За інтерпретації отриманих показників зробили висновок, що фактор F_1 відповідає матеріальній забезпеченості кафедр, F_2 демонструє результати їх інноваційної діяльності, а F_3 визначається кваліфікаційним рівнем викладацького складу. При цьому F_1 «бере на себе» 44,51 %, а всі враховані фактори, що в сумі відображають 82,67 % загальної дисперсії вибірки, що уявляється задовільним.

Особливо важливим є те, що за рівнями факторних навантажень з табл. 2 можна визначити *перелік* залежностей одиничних показників якості y_i від відповідних технічних та (або) технологічних, та (або) організаційних параметрів x_j . З отриманих даних для подальшого урахування вибрали найбільш вагомі зв'язки між y_i та x_j (з факторними навантаженнями $\geq 0,5$):

- для фактора F_1 : $y_2 = \varphi_1(x_1)$; $y_5 = \varphi_2(x_1)$;
 $y_6 = \varphi_3(x_1)$; $y_7 = \varphi_4(x_1)$;
- для F_2 : $y_4 = \varphi_5(x_1; x_2)$; $y_5 = \varphi_6(x_1; x_2)$;
 $y_6 = \varphi_7(x_1; x_2)$; $y_7 = \varphi_8(x_1; x_2)$;
- для F_3 : $y_1 = \varphi_9(x_2)$; $y_3 = \varphi_{10}(x_2)$.

Внаслідок цього з'явилася можливість представити залежності y_i від x_j за використання числових даних належних стовпців табл. 1 з подальшим визначенням виду залежностей та їх апроксимацією за мінімумом середнього квадратичного відхилення. Відповідні апроксимаційні формули мають вид:

$$y_1 = (-6,24x_2^2 + 9,34x_2 - 2,84); \tag{5}$$

$$y_2 = (1,23x_1^2 - 1,5x_1 + 1,3); \tag{6}$$

$$y_3 = (-1,02x_2 + 1,22); \tag{7}$$

$$y_4 = \left(\begin{matrix} -0,999 + 0,71x_2 + 4,31x_1 + 1,15x_2^2 - 5,32x_1 \times \\ \times x_2 - 0,042x_1^2 \end{matrix} \right); \tag{8}$$

$$y_5 = \varphi_5(x_1) + \varphi_6(x_1; x_2) = (-1,11x_1 + 1,34) + \left(\begin{matrix} 1,26 - 0,99x_2 - 0,024x_1 + 0,92x_2^2 - 0,57x_1 \times \\ \times x_2 - 0,46x_1^2 \end{matrix} \right); \tag{9}$$

$$y_6 = \varphi_3(x_1) + \varphi_7(x_1; x_2) = (-8,05x_1 + 10,6x_1 - 2,5) + (6,52 - 14,6x_2 + 0,71x_1 + 6,8x_2^2 + 4,81x_1 \cdot x_2 - 3,66x_1^2); \tag{10}$$

$$y_7 = \varphi_4(x_1) + \varphi_8(x_1; x_2) = (0,69x_1 + 0,21) + (2,72 - 5,09x_2 + 3,23x_1 + 0,85x_2^2 + 3,92x_1 \cdot x_2 - 5,48x_1^2). \tag{11}$$

Наступним кроком стало визначення функціоналу Q за формулою (2) з урахуванням рівнянь (5)—(11) та коефіцієнтів k_i (табл. 1).

Застосування системи (3) у цьому конкретному випадку не дозволило формально визначити екстремум комплексного показника якості.

У такій ситуації слід здійснювати прямі розрахунки величини y_i з визначенням прийнятних значень x_j у реальному діапазоні їх реалізації. Велика (більша 3, 4) кількість x_j змушує опрацювання масивів

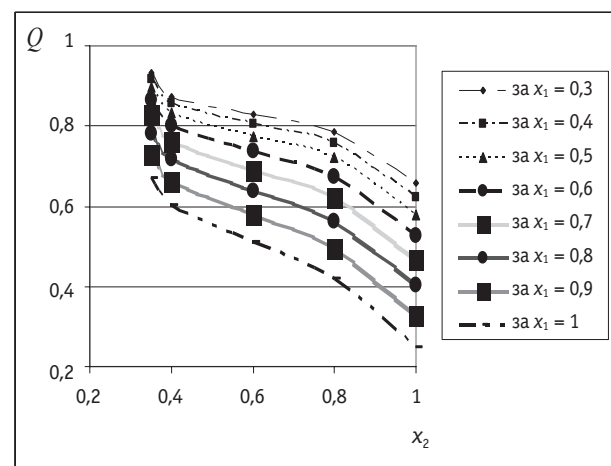
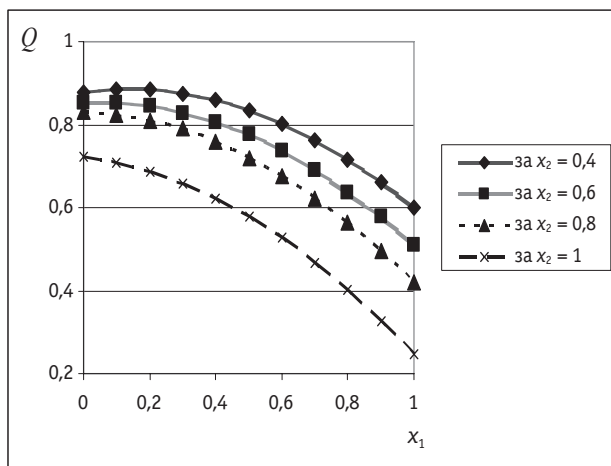


Рис. 1. Залежність комплексного показника якості від факторів x_1 (а) та x_2 (б)

даних вести з використанням планів віртуальних експериментів [3, 5].

У розглянутому прикладі одиничні показники якості y_i залежать від двох або одного з двох параметрів x_1 та x_2 . Тому візуалізацію залежності (4) можна здійснити перебором рівнів x_1 та x_2 . Отримані у такий спосіб результати представлено на рис. 1.

Їх аналізування свідчить, що загальною тенденцією впливу x_1 є зростання Q за зменшення фактору «МНЗП» (рис. 1, а), але за $x_2 \sim 0,4$ в діапазоні $x_1 = 0,1 \dots 0,3$ має місце максимум Q , тобто за цих умов параметр «МНЗП» доцільно забезпечувати на зазначеному рівні. Це може бути пов'язано з тим, що для гуманітарних кафедр відсутність спеціалізованих лабораторій чи дисплейних класів не є критичною, а навчальний процес забезпечується аудиторним фондом загального призначення.

Цікавим є результат щодо спадаючої залежності Q від параметра «КЗНП» (рис. 1, б). За $x_2 = 0,4 \dots 0,8$ у діапазоні $x_1 = 0,3 \dots 0,4$ така залежність проявляється слабше. Це може бути наслідком того, що нестача викладачів з науковими ступенями супроводжується дефіцитом ідей, а надлишок та-

кої категорії співробітників зменшує рівень їх мотивації та активність. Це вказує на те, що доцільним є забезпечення раціонального співвідношення між викладачами, які мають наукові ступені, та тими, що їх не мають.

Отримання конкретних рекомендацій щодо раціональних рівнів x_j для забезпечення високих місць у рейтингу можна здійснити двома шляхами, зіставляючи відповідні місця (табл. 1, колонка 10), які підрозділи отримали за вказаний вище період спостережень, з однією з величин:

- розрахунковими значеннями Q (рис. 2);
- середніми значеннями факторних навантажень $F_{\text{сеп}}$ (табл. 4) для кожної сукупності змінних за рядками табл. 1, які визначаються відповідною функцією комп'ютерного середовища Statistica (Статистика) 11 (рис. 3).

Якість зіставлення при цьому враховується коефіцієнтом детермінації R^2 .

На рис. 2, а наведено статистичний зв'язок віртуального місця у рейтингу з величиною комплексного показника якості за урахування даних усіх розглянутих кафедр, включаючи і кафедру фізичного виховання.

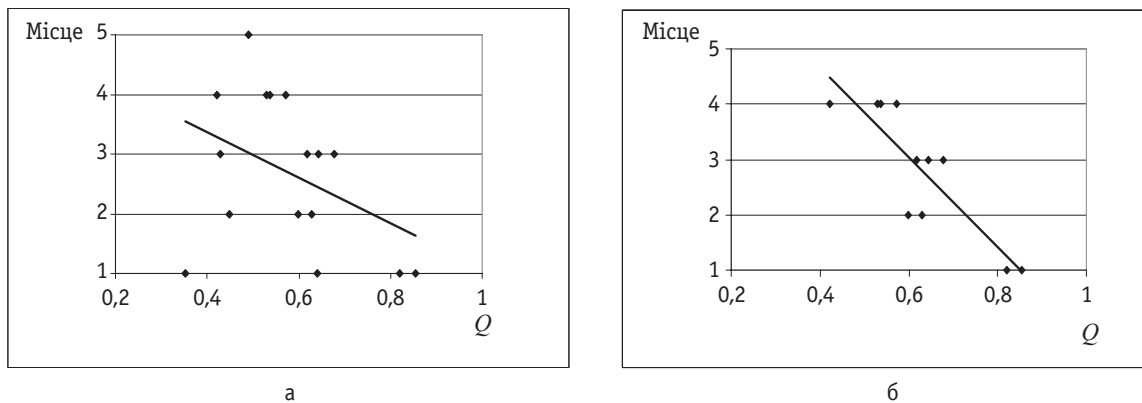


Рис. 2. Залежність Q від місця кафедри у рейтингу (позначення позиції у тексті)

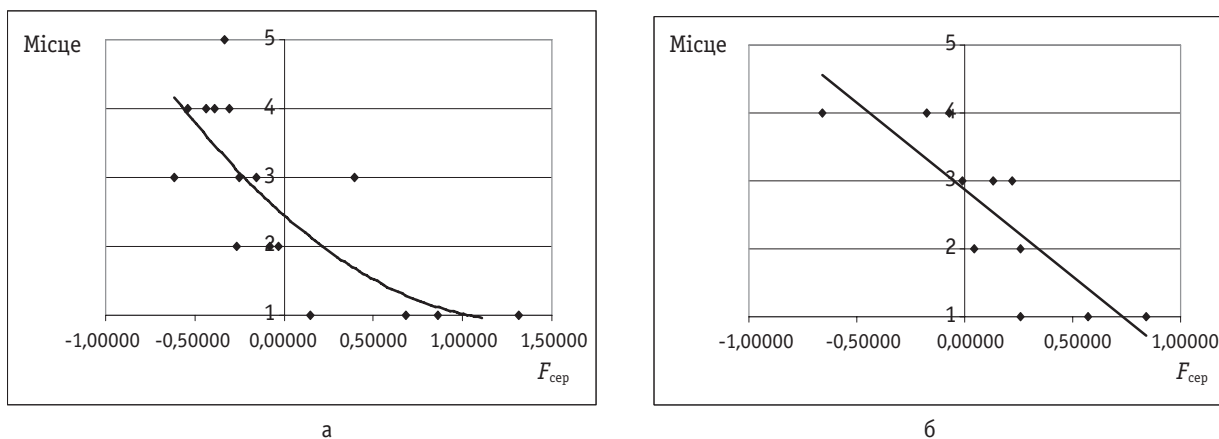


Рис. 3. Значення факторних навантажень від місця кафедр: з урахуванням (а) та без урахування (б) даних кафедри фізичного виховання

Таблиця 4. Фактори з їх факторними навантаженнями для кожної сукупності змінних за табл. 1

F_1	F_2	F_3	$F_{\text{сеп.}}$	Місця у рейтингу (за табл. 1)
- 0,21	- 1,22	0,96	- 0,16	3
1,48	1,24	1,21	1,31	1
- 1,61	0,8	0,18	- 0,33	5
0,82	- 0,24	- 1,49	- 0,31	4
- 0,5	- 1,51	0,17	- 0,61	3
1,35	0,67	0,57	0,86	1
- 1,37	1,29	- 0,16	- 0,08	2
- 0,03	- 0,31	- 0,82	- 0,39	4
- 0,19	- 0,99	1,64	0,15	1
1,12	0,15	- 1,37	- 0,03	2
- 1,3	1,12	- 0,59	- 0,25	3
- 0,48	- 0,59	- 0,55	- 0,54	4
- 0,02	- 1,07	0,3	- 0,27	2
1,08	0,36	- 0,26	0,39	3
- 0,25	1,05	1,25	0,68	1
0,12	- 0,74	- 0,69	- 0,44	4

При цьому звернули увагу на низьке значення загального коефіцієнта детермінації ($R^2 \approx 0,16$). Це можна пояснити у цьому випадку некоректністю дорівнювання кількості спортивних залів на кафедрі фізичного виховання (що є обов'язковим для її існування) показнику МНЗП на інших кафедрах. Також залишається дискусійним питання щодо застосованої еквівалентності майстрів (кандидатів у майстри спорту) та викладачів з науковими ступенями.

Виключення із розгляду даних кафедри фізичного виховання (рис. 2, б) дозволило підняти значення коефіцієнта детермінації до прийняттого рівня 0,64 (коефіцієнт множинної кореляції 0,8).

Згідно з даними рис. 2, б для опанування високих місць у рейтингу слід забезпечити Q на рів-

ні 0,65—0,85, що відповідає значенням $x_1 = 0,1...0,3$; $x_2 \sim 0,4$ та узгоджується з результатами аналізу (рис. 1).

Аналогічні дані зіставлення місць кафедр у рейтингу із середніми значеннями факторних навантажень (табл. 4) за якісно подібних залежностей виявили меншу чутливість методу від якості статистичного матеріалу. Це дозволяє рекомендувати останній підхід для керування параметрами x_j , не дивлячись на його більшу складність.

Згідно з даними рис. 3 для опанування високих місць у рейтингу слід забезпечити рівень середніх значень факторних навантажень за всіма показниками діяльності будь-якої кафедри (із наведеного переліку) на рівні 0,5...1,25.

Аналогічно функції $Q = \varphi(x_1; x_2)$ (рис. 1) мають залежність $F_{\text{сеп}} = \varphi(x_1; x_2)$, представлену на рис. 4. Її аналізування свідчить, що зазначеному діапазону $F_{\text{сеп}} = 0,5...1,25$ відповідають рівні $x_1 < 0,2$ (рис. 4, а) та $x_2 < 0,2...0,4$ (рис. 4, б), що є близьким до рекомендацій, наведених вище.

Тестування представленої методики здійснено шляхом розрахунку очікуваного рейтингового оцінювання гуманітарних кафедр та зіставлення отриманих результатів з відповідною фактичною оцінкою за 2012/13 навчальний рік (табл. 5). Виявилася слабка кореляція прогнозних (стовпчик б) і фактичних (стовпчик 2) даних, що, вочевидь, стало наслідком організаційного об'єднання відносно малої кафедри політології та соціології з кафедрою філософії, яке відбулося у 2012/13 навчальному році.

Тим самим, статистичні дані з діяльності нової сукупності кафедр перестали відповідати вихідній генеральній сукупності (табл. 1).

З метою аналізу для коректного зіставлення вказаних прогнозних і фактичних даних показники діяльності кожної з частин об'єднаної кафедри філософії та політології розглянули окремо. У результаті, отримали статистику (табл. 6), яка формально узгоджується з генеральною сукупністю (табл. 1).

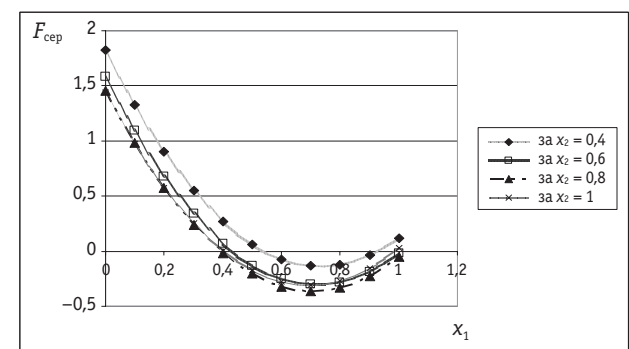
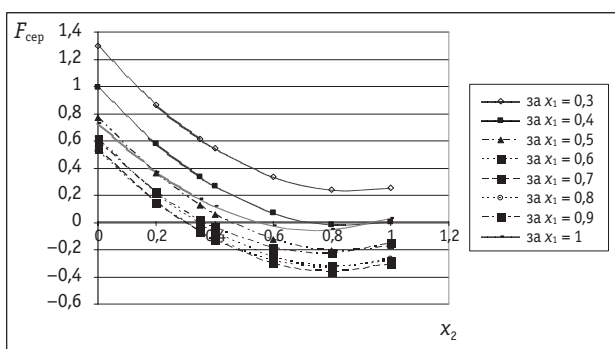


Рис. 4. Значення середніх значень факторних навантажень від незмінних факторів x_1 та x_2

Таблиця 5. Зіставлення фактичного та прогнозованого оцінювання кафедр

Кафедра	Місце у рейтингу за фактичною оцінкою	x_1	x_2	Оцінювання за комплексним показником якості		Оцінювання за величиною середнього факторного навантаження	
				$Q_{\text{опт.}}$	Місце при аналізі	$F_{\text{ср.}}$	Місце при аналізі
Філософії та політології	1	0,56	1,0	0,54	1...2	- 0,28	3
Фізичного виховання	2	0,92	0,81	0,49	3	- 0,2	2
Історії та українознавства	3	1,0	0,64	0,54	1...2	0	1

Таблиця 6. Дані рейтингу за 2012—2013 роки з урахуванням чотирьох кафедр

Кафедра	Місце у рейтингу	x_1	x_2	Оцінювання за комплексним показником якості		Оцінювання за величиною середнього факторного навантаження	
				$Q_{\text{опт.}}$	Місце	$F_{\text{ср.}}$	Місце
Філософії	1	0,37	0,89	0,72	1	0,15	1
Фізичного виховання	2	0,83	0,69	0,60	2...3	- 0,25	3
Історії та українознавства	3	0,91	0,55	0,62	2...3	- 0,24	3
Соціології та політології	—	1,0	1,0	0,26	4	- 0,1	2

Із наведених даних видно, що окремий розгляд показників діяльності колективів, які відповідали колишнім кафедрам філософії, соціології та політології, не вплинув на рейтингову оцінку кафедри філософії, але, значною мірою узгодив прогнозні та фак-

тичні показники рейтингів. Четверте (останнє) місце у рейтингу віртуальної кафедри соціології та політології виправдовує рішення ректорату щодо злиття відповідних кафедр і може слугувати прикладом оптимізації діяльності ВНЗ.

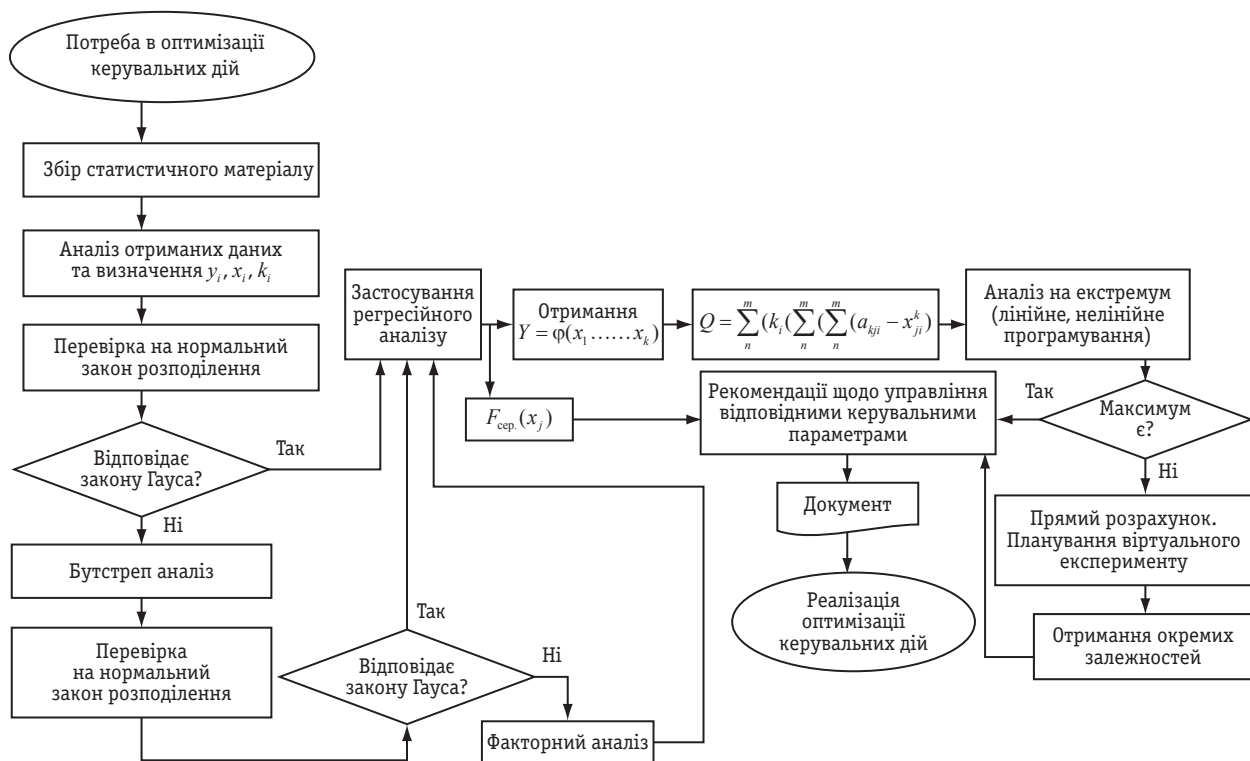


Рис. 5. Блок-схема реалізації методики оптимізації керувальних дій за рейтингового оцінювання підрозділів організації

Узагальнена блок-схема дій за реалізації представленої методики, застосовної для оптимізації будь-яких керувальних дій, спрямованих на досягнення високих показників за рейтингового оцінювання діяльності організації та її підрозділів зображено на рис. 5.

ВИСНОВКИ ТА ПЕРСПЕКТИВИ ПОДАЛЬШИХ ДОСЛІДЖЕНЬ

1. На підставі оптимізації рівня комплексного показника якості під час кваліметричних вимірювань параметрів діяльності підрозділів організації з використанням відповідного статистичного матеріалу та опрацювання його із застосуванням декількох видів математичного аналізу (бутстрепу, факторного, регресивного, планування віртуального експерименту тощо) розроблено методику визначення доцільних керувальних дій. Методику представлено у виді формалізованого алгоритму з урахуванням властивостей вихідного статистичного матеріалу.

2. Зазначену методику апробовано у рамках системи оцінювання ефективності діяльності підрозділів Національної металургійної академії України шляхом порівняння отриманих значень рівня комплексного показника якості діяльності та середнього

факторного навантаження з фактичними рейтинговими позиціями гуманітарних кафедр на відповідному обмеженому статистичному матеріалі, який отримано у наступний період спостережень. Виявлено високий ступінь кореляції між прогнозованими та фактичними оцінками.

3. Виявлено обмеження щодо коректності застосування методики: вірне визначення керованих факторів та одиничних показників якості об'єкта оцінювання, повнота статистичних даних, стабільність системи показників ефективності за певний період часу, стабільність переліку суб'єктів оцінювання, правильна інтерпретація результатів аналізу тощо.

4. Перспективою досліджень має стати відповідний аналіз діяльності випускаючих кафедр, кількість яких та перелік показників діяльності є суттєво більшими, що дасть можливість отримати рекомендації для підвищення ефективності їх роботи та всього навчального закладу.

5. Отримані результати методично можна використовувати у процесі керування якістю будь-якої структурної одиниці організаційної системи на основі кваліметричних вимірювань параметрів її діяльності.

ЛІТЕРАТУРА

1. Джаміль С. Рейтинги і ранжирування як інструмент політики / Салмі Джаміль, Сароян Еленуш // Вища школа. — 2010. — № 2. — С. 76—101.
2. Должанський А.М. Менеджмент якості та системи управління якістю / А.М. Должанський, Н.М. Очеретна, І.М. Ломов, Свідлер А.Л. — Дніпропетровськ. — 2011. — 452 с.
3. Должанський А. Метод максимізації комплексного показника якості об'єкта шляхом оптимізації керуючих дій / А. Должанський., О. Бондаренко // Стандартизація, сертифікація, якість. — 2012. — № 4. — С. 50—61.
4. Корн Г. Справочник по математике для научных работников и инженеров / Г. Корн, Т. Корн. — М.: «Наука», 1973. — 832 с.
5. Должанский А.М. Максимизация комплексного показателя качества процесса волочения с учетом кваліметрической оценки параметров производства / А.М. Должанский, О.А. Бондаренко // Металлургическая и горнорудная промышленность. — 2013. — № 1. — С. 43—47.
6. Максимизация комплексного показателя качества объекта путем его кваліметрической оценки / А.М. Должанский, О.А. Бондаренко, В.А. Гладких // Методы менеджмента качества. — 2013. — № 7. — С. 4—9.
7. Ферстер Э. Методы корреляционного и регрессионного анализа / Э. Ферстер, Б. Ренц. — М.: Статистика, 1980. — 398 с.
8. Эфрон Б. Нетрадиционные методы многомерного статистического анализа / Б. Эфрон. — М.: «Финансы и кредит», 1988. — 263 с.
9. Іберла К. Факторний аналіз / К. Іберла. — М.: «Статистика», 1980. — 398 с. ■