

В.В. Мирний, к.т.н., проф.

І.В. Філатова, асист.

Донецький національний технічний університет

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДУ КЛАСТЕРНОГО АНАЛІЗУ ДЛЯ РОЗПОДІЛУ ЗАПАСІВ ВУГІЛЛЯ ЗА МАРКАМИ

Розглянуто дослідження застосування методу кластерного аналізу для розподілу запасів вугілля за марками на прикладі пласта k_5 шахти "Гірник-95" (Центральний Донбас).

Вступ. Геометризація якісних показників є однією з задач геолого-маркшейдерської служби підприємств, на основі рішення якої стає можливим наочно охарактеризувати закономірності розподілу класифікаційних показників марок вугілля та ступінь їхньої мінливості. При цьому вирішуються питання виділення однорідних площ і побудови границь марочного складу вугілля.

Розрізнено геометризовані показники класифікації вугілля утворюють зони, які перекриваються (часто на значних площах), що не дозволяє візуально визначити границі конкретних марок. Тому в багатьох випадках розмежування марочного складу вугілля виконується досить умовно зі значними похибками. Між тим, віднесення вугілля до тієї чи іншої марки, згідно з державними стандартами [6], повинно виконуватись на основі сумісного (інтегрального) обліку всіх обумовлених класифікаційних показників.

Постановка задачі та мета досліджень. Побудова контурів марок вугілля є важливою виробничою задачею на різних етапах освоєння родовищ (підрахунок запасів вугілля, облік стану та руху запасів, визначення шляхів виробничого призначення сировини, заповнення облікових форм тощо). В зв'язку з цим виникає нагальна потреба у розробці методики побудови границь марок вугілля на основі математичних методів, які дозволяють узагальнити облік всіх класифікаційних показників.

Для рішення поставленої задачі, на наш погляд, найбільш оптимальним є застосування кластерного аналізу, тобто математичної процедури багатомірного аналізу, яка дозволяє на основі великої кількості показників, що характеризують ряд об'єктів, згрупувати їх у класи (кластери) таким чином, щоб об'єкти одного класу були більш однорідними і подібними, в порівнянні з об'єктами інших класів [1–5, 7]. Виходячи з цього, сукупність якісних показників, що належать до різних марок вугілля, можна поділити на групи відповідно до задачі кластеризації. При цьому якісні показники описуються чисельними виразами і обчислюються відстані між ними, які будуть виражені в евклідовій або в інших метриках. Перевага такого аналізу полягає в тому, що розбивка об'єктів виконується не за одним параметром, а за набором ознак. Для рішення поставленої задачі можуть бути використані методи кластеризації, які ґрунтуються на використанні матриць подібності, оцінюванні функцій цільності статичного розподілу, евристичних алгоритмах перебору, програмуванні та ін.

В запропонованій роботі виконані деякі дослідження класифікаційних показників пласта k_5 шахти "Гірник-95" (Центральний Донбас) на основі кластерного аналізу. Показники є даними опробування, які зібрані в повному обсязі зі справ розвідувальних свердловин і за результатами опробування в гірничих виробках. За результатами підготовки даних створена база даних по пласту k_5 шахти "Гірник-95", яка включає основні характеристики: номери свердловин або точок опробування, планові координати, відмітки поверхні, відмітки точок перетину свердловин з пластом, результати лабораторних досліджень класифікаційних показників марки вугілля (середнього показника відбиття вітриніту R_o , виходу легких речовин V^{daf} і товщини пластичного шару y).

Викладення основного матеріалу.

Попереднє виявлення кластерів і оцінювання їх кількості. Попереднє виявлення кластерів й оцінювання їх кількості ґрунтується на дослідженні поведінки варіаційного ряду відстаней між різними точками [1–5]. Для рішення поставленої задачі застосовується теорія кластерного аналізу [1–5, 8].

Формування основного варіаційного ряду (ОВР) та його дослідження. Досліджувана множина X представлена вісімнадцятьма свердловинами:

$$X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}, n = 18, \quad (1)$$

заданих p -числовими ознаками (середнім показником відбиття вітриніту R_o , виходом легких речовин V^{daf} та товщиною пластичного шару y):

$$x_j = (x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jp}), p = 3, j = 1, 2, \dots, p. \quad (2)$$

Значення кожного класифікаційного показника нормовано відносно середнього значення за парами ознак: виходом легких речовин V^{daf} і товщиною пластичного шару y ; виходом легких речовин V^{daf} і середнім показником відбиття вітриніту R_o ; товщиною пластичного шару y і середнім показником відбиття вітриніту R_o .

За міру подібності двох елементів прийнята евклідова відстань [1-5, 8]:

$$r_{ij} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2}. \quad (3)$$

Елементами x_i та y_i є пари класифікаційних показників, що характеризують марочний склад вугілля (для дослідження приймаються вище перелічені пари ознак).

Обчисливши за формулою (3) відстані між всіма взятими парами елементів множини X , одержимо множину дійсних чисел. Після впорядкування елементів множини за зростанням одержимо основний варіаційний ряд (ОВР):

$$r_{(1)} < r_{(2)} < \dots < r_{(s)}, \quad s = n \cdot (n-1) / 2 = 18 \cdot 17 / 2 = 153. \quad (4)$$

Структура досліджуваних множин відображена у поведженні варіаційних рядів, для яких будуються гістограми (рис. 1). Ідея основного підходу до рішення поставленого завдання кластеризації базується на аксіомі: якщо множина X складається з k ($k \geq 2$) віддалених один від одного кластерів, то щільність імовірності ОВР має хоча б один локальний мінімум, що спостерігається на його гістограмі.

З рис. 1 видно, що варіаційні ряди мають локальні мінімуми, отже, множина неоднорідна й включає кілька кластерів.

Для встановлення статистичної значимості локального мінімуму в інтервалі $[r_{m_o}, r_{m_o+1})$ визначені найближчі локальні максимуми в інтервалах $[r_{i_o}, r_{i_o+1})$ й $[r_{t_o}, r_{t_o+1})$. Перевірку гіпотези H_o про сталість щільності ймовірності виконано в проміжку $[r_{m_o}, r_{t_o+1}) \supset [r_{m_o}, r_{m_o+1})$. Підрахована кількість спостережень \tilde{n} , що потрапили в інтервал $[r_{m_o}, r_{t_o+1})$, і кількість рівних проміжків гістограми \tilde{s} , що втримуються в інтервал $[r_{m_o}, r_{t_o+1})$. Гіпотеза H_o перевіряється за критерієм згоди $\tilde{\chi}^2$ [4] і зведена до перевірки того, що з \tilde{s} інтервалів кількість точок дорівнює \tilde{n} / \tilde{s} , для чого обчислена статистика:

$$\tilde{\chi}^2 = \sum_j^{\tilde{s}} \frac{(v_j - \tilde{n} / \tilde{s})^2}{\tilde{n} / \tilde{s}}, \quad (5)$$

де v_j – кількість спостережень, що потрапили в j -проміжок інтервалу $[r_{m_o}, r_{t_o+1})$; \tilde{s} – кількість рівних проміжків гістограми.

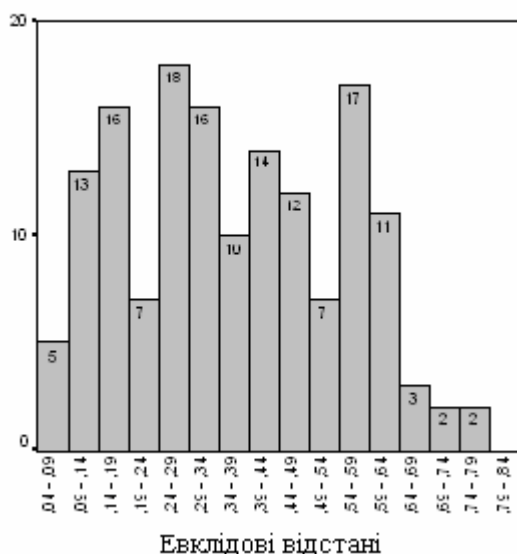
Кількість спостережень \tilde{n} підраховано за формулою:

$$\tilde{n} = \sum_j^{\tilde{s}} v_j. \quad (6)$$

Зафіксовано рівень значимості α і за таблицею розподілу χ^2 [6, 9] зі $\tilde{s} - 1$ ступенями свободи знайдене значення χ_α^2 . Якщо $\tilde{\chi}^2 \geq \chi_\alpha^2$, то гіпотеза H_o відкидається й розглянутий локальний мінімум гістограми вважається статистично значимим. Якщо $\tilde{\chi}^2 < \chi_\alpha^2$, то гіпотеза H_o не відкидається й локальний мінімум є статистично незначимим.

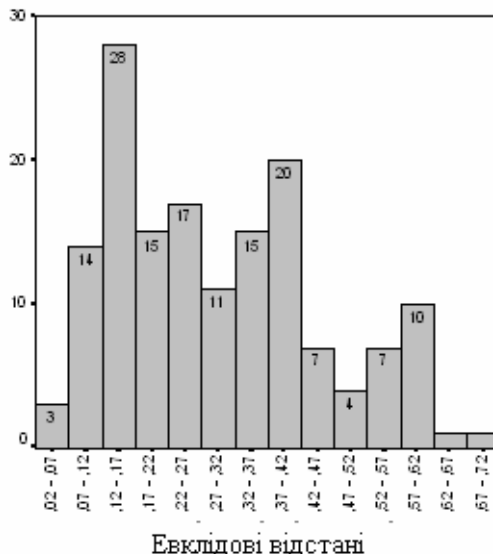
Розглянемо встановлення локальних мінімумів на прикладі створеної гістограми евклідових відстаней для пари ознак виходу летких речовин V^{daf} і товщини пластичного шару у (рис. 1, а).

Число спостережень в інтервалі



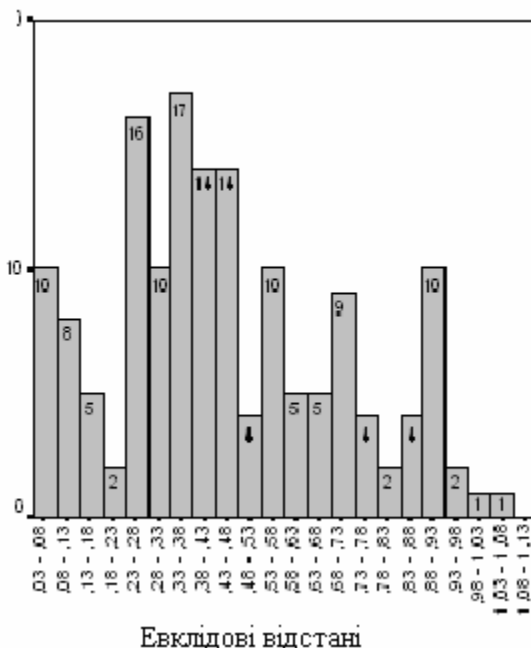
а)

Число спостережень в інтервалі



б)

Число спостережень в інтервалі



в)

Рис. 1. Гістограми ОВР евклідових відстаней показників:
 а – за ознаками V^{daf} та u ; б – за ознаками V^{daf} та R_0 ;
 в – за ознаками u та R_0

Гістограма ОВР евклідових відстаней між цими ознаками має чотири локальних мінімуми на інтервалі $[r_{m_0}, r_{m_0+1})$: $[0,04; 0,09)$, $[0,19; 0,24)$, $[0,49; 0,54)$, $[0,69; 0,74)$. Кількість спостережень v_j , які зафіксовані в даних інтервалах, складає 5, 7, 7, 2. Найближчі локальні максимуми в інтервалах $[r_{m_0}, r_{t_0+1})$ для наведених вище локальних мінімумів складають: $[0,04; 0,19)$, $[0,19; 0,29)$, $[0,49; 0,64)$, $[0,69; 0,79)$. Кількість спостережень, що потрапили в ці інтервали, складає \tilde{n} : для першого інтервалу – $5 + 13 + 16 = 34$, для другого – $7 + 18 = 25$, для третього – $7 + 17 = 24$ та останнього – 2. Кількість інтервалів $\tilde{\tau}$: 3, 2, 2, 2.

Встановлення локальних мінімумів для гістограми евклідових відстаней між виходом летких речовин V^{daf} і середнім показником відбиття вітриніту R_o та між товщиною пластичного шару y і середнім показником відбиття вітриніту R_o (рис. 1 б, в) виконується аналогічно. Результати перевірки гіпотези H_o (про сталість щільності ймовірності) при 5-процентному рівні значимості ($\alpha = 0,05$) наведені у табл. 1.

Таблиця 1

Перевірка статистичної значимості локальних мінімумів ОВР

Інтервал	Кількість спостережень інтервалу v_j	$\tilde{n} = \sum_j v_j$	Кількість інтервалів \tilde{s}	\tilde{n} / \tilde{s}	$\tilde{s} - 1$	Критерій згоди $\tilde{\chi}^2$	Критерій за [6] $\chi_{0,05}^2$
за ознаками V^{daf} та y							
0,04–0,09	5	34	3	11,3	2	3,512	5,991
0,19–0,24	7	25	2	12,5	1	2,420	3,841
0,49–0,54	7	24	2	12,0	1	2,083	3,841
0,69–0,74	2	2	2	1,0	1	1,000	3,841
за ознаками V^{daf} та R_o							
0,02–0,07	3	17	2	8,5	1	3,559	3,841
0,27–0,32	11	46	3	23,0	2	6,261	5,991
0,62–0,67	1	21	3	7,0	2	5,143	5,991
за ознаками y та R_o							
0,18–0,23	2	45	4	11,3	3	7,654	7,815
0,48–0,53	4	14	2	7,0	1	1,286	3,841
0,78–0,83	2	16	3	5,3	2	2,055	5,991

Аналіз даних, наведених у табл. 1, показав, що при такому рівні значимості всі локальні мінімуми не є статистично значимими, так як виконується умова $\tilde{\chi}^2 < \chi_{\alpha}^2$. Тому множина X або однорідна або складається з кластерів, що перетинаються або близько розташовані один до одного.

Проведені дослідження переднього виявлення кластерів, які застосовані на дослідженні поведінки основних варіаційних рядів відстаней між парами класифікаційних показників по пласту k_5 шахти "Гірник-95" (Центральний Донбас) стосовно [6] свідчать про те, що запаси вугілля по цьому пласту належать до різних марок, площі розподілу яких або перетинаються, або розташовані близько один до одного.

Для оцінювання кількості кластерів (марок по пласту k_5 шахти "Гірник-95") проведемо аналіз множини X на основі дослідження додаткових варіаційних рядів – мінімальних і максимальних відстаней, елементи яких відповідають різним парам точок. Для отриманих евклідових відстаней сформовані дві множини \tilde{R}_{\min} і \tilde{R}_{\max} :

$$\begin{aligned} \tilde{R}_{\min} &= \{r_{\min}^1, r_{\min}^2, \dots, r_{\min}^n\}; \\ \tilde{R}_{\max} &= \{r_{\max}^1, r_{\max}^2, \dots, r_{\max}^n\}, \end{aligned} \tag{7}$$

де $r_{\min}^1, r_{\min}^2, r_{\min}^n$ – елементи мінімальних евклідових відстаней між ознаками; $r_{\max}^1, r_{\max}^2, r_{\max}^n$ – елементи максимальних евклідових відстаней між ознаками.

Видаливши з отриманих множин \tilde{R}_{\min} і \tilde{R}_{\max} інваріантні елементи, а інші розташували в зростаючому порядку, отримуємо нові множини – додаткові варіаційні ряди:

$$\begin{aligned} R_{\min} &= \{r_{\min}^{(1)}, r_{\min}^{(2)}, \dots, r_{\min}^{(u)}\}, u \leq n-1; \\ R_{\max} &= \{r_{\max}^{(1)}, r_{\max}^{(2)}, \dots, r_{\max}^{(l)}\}, l \leq n-1, \end{aligned} \tag{8}$$

де $r_{\min}^{(1)}, r_{\min}^{(2)}, r_{\min}^{(u)}$ – елементи додаткових мінімальних евклідових відстаней між ознаками; $r_{\max}^{(1)}, r_{\max}^{(2)}, r_{\max}^{(l)}$ – елементи додаткових максимальних евклідових відстаней між ознаками.

Якщо побудовані додаткові варіаційні ряди R_{\min} мають локальні мінімуми, кількість яких дорівнює \tilde{m}_1 , то множина X складається із $k \geq \tilde{m}_1 + 1$ кластерів.

Для додаткових варіаційних рядів R_{\max} кількість кластерів дорівнює $k \geq \tilde{m}_2 + 2$, де \tilde{m}_2 – кількість локальних мінімумів [3].

Розглянемо встановлення кількості кластерів на прикладі додаткових варіаційних рядів евклідових відстаней R_{\min} і R_{\max} для пари ознак виходу летких речовин V^{daf} і товщини пластичного шару y . За даними досліджень побудований додатковий варіаційний ряд R_{\min} має один локальний мінімум $\tilde{m}_1 = 1$ і множина

X складається з двох кластерів ($k \geq 2$). Додатковий варіаційний ряд R_{\max} має один локальний мінімум $\tilde{m}_2 = 1$ і множина X складається з трьох кластерів ($k \geq 3$).

Встановлення локальних мінімумів для евклідових відстаней між виходом легких речовин V^{daf} і середнім показником відбиття вітриніту R_o та між товщиною пластичного шару y і середнім показником відбиття вітриніту R_o на основі аналізу додаткових варіаційних рядів виконується аналогічно. Аналіз додаткових варіаційних рядів евклідових відстаней між класифікаційними показниками марки вугілля по пласту k_5 шахти "Гірник-95" наведено у табл. 2.

Таблиця 2

Аналіз додаткових варіаційних рядів

Додатковий варіаційний ряд	Кількість кластерів, що отримані при аналізі додаткових варіаційних рядів	
	R_{\min}	R_{\max}
$V^{daf} - y$	2	3
$V^{daf} - R_o$	2	3
$y - R_o$	3	3

Визначення однорідності структури множини

Для визначення однорідності структури множини X розрахуємо величину відношення розмаху квадратів ОВР $\rho_{ОВР}^2$ до розмаху квадратів додаткових варіаційних рядів $R_{\max} \rho_{\max}^2$ за формулою:

$$\gamma_\rho = \frac{\rho_{ОВР}^2}{\rho_{\max}^2} \tag{9}$$

Якщо $\gamma_\rho \leq 2$, то множина X однорідна [3], а якщо $\gamma_\rho > 2$ – множина X неоднорідна. Однак ця умова не є достатньою для визначення однорідності множини X .

Другою характеристикою неоднорідності множини X обрано η_ρ – відношення розмаху квадратів $R_{\min} \rho_{\min}^2$ до розмаху квадратів $R_{\max} \rho_{\max}^2$:

$$\eta_\rho = \frac{\rho_{\min}^2}{\rho_{\max}^2} \tag{10}$$

Якщо виконується умова:

$$\eta_\rho > \gamma_\rho \text{ або } \rho_{\min} > \rho_{ОВР} \tag{11}$$

то множина X – однорідна.

При виконанні умови

$$\eta_\rho \leq \gamma_\rho \text{ або } \rho_{\min} \leq \rho_{ОВР} \tag{12}$$

множина X – неоднорідна.

Розрахунок параметрів однорідності множини X для даних пласта k_5 шахти "Гірник-95" наведено у табл. 3.

Аналіз даних (табл. 3) показав, що множина X – неоднорідна і запаси вугілля пласта k_5 шахти "Гірник-95" належать до різних марок.

Перевірка однорідності множини

Параметри	Пари ознак класифікаційних показників марки вугілля		
	$V^{daf} - y$	$V^{daf} - R_o$	$y - R_o$
Основний варіаційний ряд:			
– мінімальне значення елементів	0,043	0,025	0,032
– максимальне значення елементів	0,786	0,686	1,075
Додаткові варіаційні ряди:			
R_{min} :			
– мінімальне значення	0,043	0,025	0,032
– максимальне значення	0,578	0,577	0,578
R_{max} :			
– мінімальне значення	0,296	0,268	0,270
– максимальне значення	0,786	0,686	1,075
Розмах квадратів ОВР $\rho_{ОВР}^2$	0,552	0,437	1,088
Розмах квадратів $R_{min} \rho_{msn}^2$	0,286	0,305	0,298
Розмах квадратів $R_{max} \rho_{max}^2$:	0,240	0,175	0,648
Відношення $\gamma_\rho = \frac{\rho_{ОВР}^2}{\rho_{max}^2}$	2,175	2,497	1,679
Відношення $\eta_\rho = \frac{\rho_{min}^2}{\rho_{max}^2}$	1,192	0,122	0,386

За даними аналізу дослідження поведінки основних та додаткових варіаційних рядів відстаней між різними точками, які є парами ознак класифікаційних показників марок вугілля (виходом летких речовин V^{daf} і товщиною пластичного шару y ; виходом летких речовин V^{daf} і середнім показником відбиття вітриніту R_o ; товщиною пластичного шару y і середнім показником відбиття вітриніту R_o) встановлено, що множина неоднорідна, а значить в ній присутні запаси різних марок. Подальший розподіл запасів вугілля за марками розглянемо на основі застосування методів ієрархічного кластерного аналізу.

Ієрархічний кластерний аналіз

Ієрархічна процедура об'єднання в кластери виконується в такому порядку. Перед початком кластеризації всі об'єкти вважаються окремими кластерами, тобто є $p = n$ кластерів, кожний з яких включає по одному елементу. На першому кроці алгоритму визначаються два найбільш близькі або подібних об'єкти, які поєднуються в один кластер, загальна кількість яких скорочується на 1 ($p \rightarrow p - 1$). Ітеративний процес повторюється, поки на останньому ($p - 1$)-му кроці всі класи об'єднуються. На кожному наступному кроці процедури об'єднання розраховуються відстані від утвореного кластера до кожного із кластерів, що залишилися.

Ієрархічний кластерний аналіз зручно пояснити методом Ворда. Відмінністю методу Ворда від інших методів є використання методу дисперсійного аналізу для оцінки відстаней між кластерами, в якому мінімізується сума квадратів відстаней для будь-яких двох кластерів, які формуються на кожному кроці. Метод Ворда уявляється дуже ефективним, але в ньому створюються кластери малого розміру.

Як дистанційна міра в методі Ворда використовується квадрат евклідової дистанції (відстані):

$$dist = \sum_{i=1}^n (x_i - y_i)^2. \quad (13)$$

Зведення у квадрат стандартного евклідової відстані виконується для додавання більших ваг більше віддаленим один від одного об'єктам.

На рис. 2 представлені дендрограми, на яких графічно показано процес об'єднання в кластери. Початкові 17 об'єктів (показані як номери свердловин) поступово поєднуються спочатку в 3, а потім в 2 кластери. При цьому розраховуються нові положення центрів кластерів. Ітеративний процес триває доти, поки вони перестають змінювати своє положення.

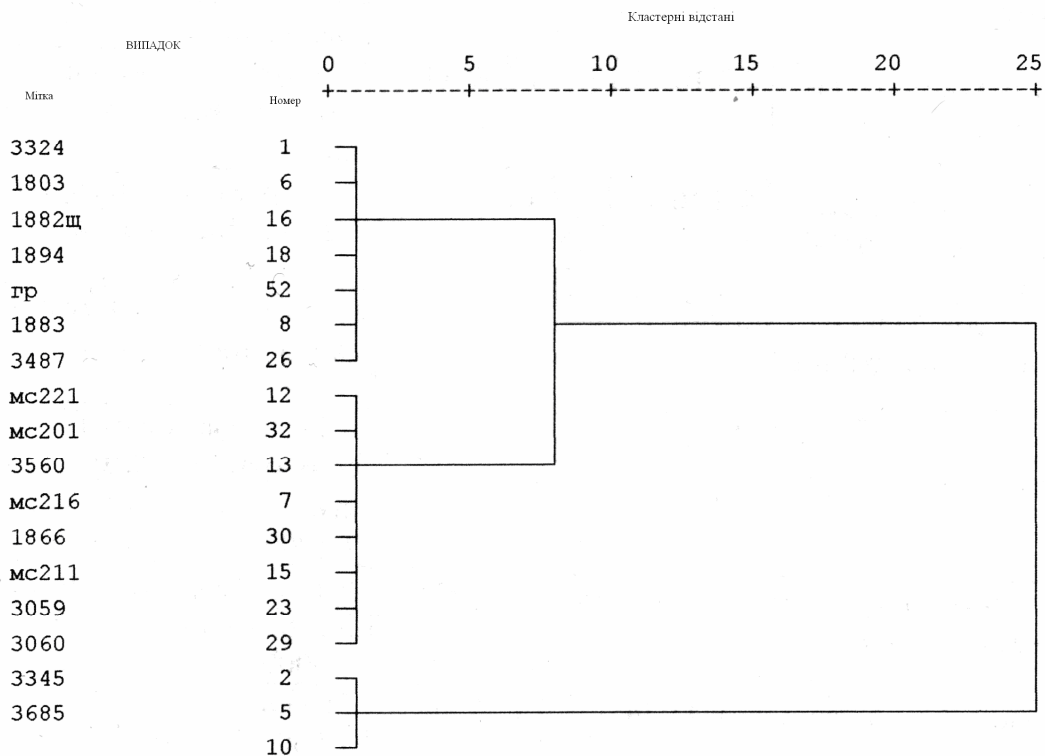


Рис. 2. Дендрограми класифікації даних методом Ворда

Як видно з рис. 2, на підставі проведеного кластерного аналізу методом Ворда по пласту k_5 шахти "Гірник-95" виділено 2 кластери, що характеризують різний марочний склад вугілля.

Заключним етапом методики геометризації марочного складу вугілля є побудова границь між марками (кластерами). Для цього на план шахтного поля, виконаний в зручному масштабі, наносять границі між кластерами, одержані різними методами (рис. 3). На основі цього обмежується зона, всередині якої розміщені всі криві. З високою ймовірністю можна вважати, що розбіжності результатів об'єкта дослідження знаходяться в одержаній на плані смузі, тобто вона характеризує своєрідний довірчий інтервал границі між двома марками. Візуально помічають середину зони і проводять границю між двома марками вугілля.

Зона характеризує частину площі пласта, в якій розміщується перекриття границь, виконаних з використанням розвідувальних даних за різними статистичними методами, в тому числі при застосуванні кластерного аналізу. Графічно за планом оцінюється ширина зони (для пласта k_5 в межах шахти "Гірник-95" вона складає приблизно 1200 м).

За результатами досліджень отримано, що запаси вугілля по пласту k_5 шахти "Гірник-95" для марок К і ПС становлять відповідно 60 % і 40 %.

Цей розподіл запасів за марками по пласту k_5 шахти "Гірник-95" підтверджуються фактичними даними і документами:

- даними державного балансу запасів шахти по пласту k_5 шахти "Гірник-95", де вугілля віднесено до марок К і ПС;
- марка вугілля по балансу виробничих потужностей, затверджених Мінтопэнерго України на 08.01.2004 – ПС;
- результатами фактичного видобутку вугілля шахтою з пласта k_5 , відображений у формах 5-ГР, згідно з якою видобуток за марками К і ПС становить відповідно 70 %, а ПС – 30 %.

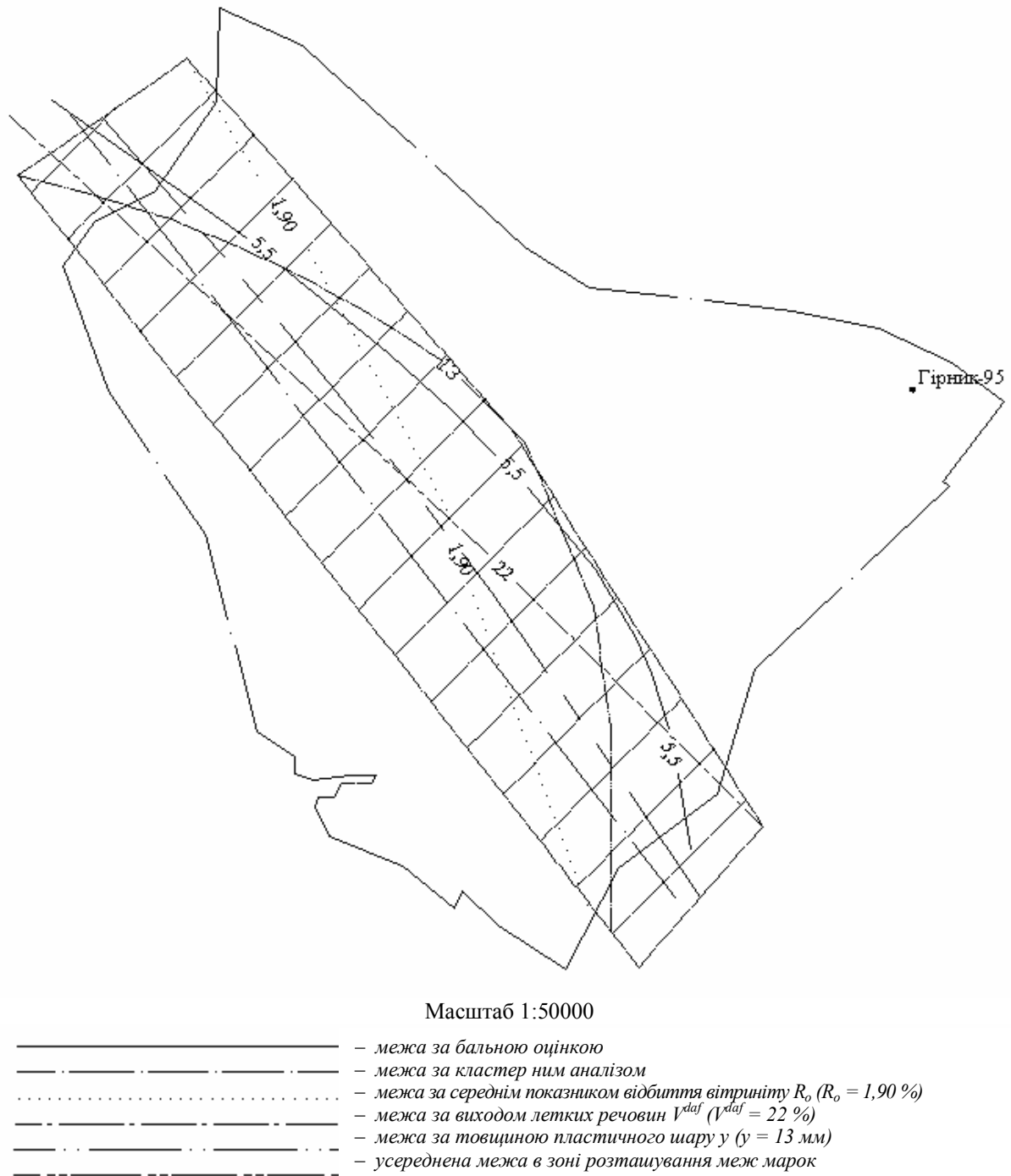


Рис. 3. Побудова границь марок по пласту k_5 шахти "Гірник-95"

Висновки:

1. Для розподілу запасів вугілля по маркам можна використовувати метод ієрархічного кластерного аналізу.
2. Проходження границі між марками, яка отримана при застосуванні методу кластерного аналізу, підтверджується границями, які отримані при застосуванні інших методів.
3. Найбільш ймовірними слід вважати зону і границю, які одержані з використанням різних методів, на основі сукупності різних даних.
4. Результати, проведених досліджень виявлення границь марочного складу вугілля по пласту k_5 шахти "Гірник-95" надійно підтверджуються фактичними даними видобутку вугілля.
5. Використовуючи запропоновану методіку, розмежування запасів вугілля за марками може бути виконане на інших пластах.

ЛІТЕРАТУРА:

1. *Апраушева Н.Н.* Три алгоритма естественной кластеризации объектов. – М.: ВЦ АН СССР, 1986. – 22 с.
2. *Апраушева Н.Н.* Предварительное обнаружение идеальных кластеров и оценивание их числа. – М.: ВЦ АН СССР, 1987. – 20 с.
3. *Апраушева Н.Н.* Некоторые методы обнаружения кластеров. – М.: ВЦ АН СССР, 1988. – 22 с.
4. *Апраушева Н.Н., Ражабов Б.Ж.* Экспериментальные исследования по обнаружению кластеров. – М.: ВЦ АН СССР, 1989. – 26 с.
5. *Апраушева Н.Н., Гридина Е.Д.* Дополнительные исследования по обнаружению кластеров. – М.: ВЦ АН СССР, 1991. – 20 с.
6. ДСТУ 3472-96. Вугілля буре, кам'яне та антрацит. Класифікація: Держстандарт України. – Київ, 1997. – 5 с.
7. *Корн Г., Корн Т.* Справочник по математике для научных работников и инженеров. – М.: Наука, 1973. – 832 с.
8. *Кремер Н.Ш.* Теория вероятности и математическая статистика: Учебник для вузов. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004. – 573 с.
9. *Могильний С.Г., Кривобоков М.Г.* Застосування кластерного аналізу простору ознак при формуванні економіко-планувальних зон // Землевпор. вісн. – 2004. – № 4. – С. 34–40.
10. *Смирнов Н.В., Белугин Д.А.* Теория вероятностей и математическая статистика в приложении к геодезии. – М.: Недра, 1969. – 379 с.

МИРНИЙ В'ячеслав Васильович – кандидат технічних наук, професор кафедри "Маркшейдерська справа" Донецького національного технічного університету.

Наукові інтереси:

- геометрія надр;
- вища геодезія;
- маркшейдерська справа.

Тел.: 381-45-39.

ФЛАТОВА Ірина Вікторівна – асистент кафедри "Маркшейдерська справа" Донецького національного технічного університету.

Наукові інтереси:

- геометризація надр;
- вища геодезія.

Тел.: 381-45-39.

Подано 20.03.2007

УДК 622.1:528

Застосування методу кластерного аналізу для розподілу запасів вугілля за марками / В.В. Мирний, І.В. Філатова

В статті розглянуто дослідження застосування методу кластерного аналізу для розподілу запасів вугілля за марками на прикладі пласта k₅ шахти "Гірник-95" (Центральний Донбас).

УДК 622.1:528

Применение метода кластерного анализа для разделения запасов угля по маркам / В.В. Мирный, И.В. Филатова.

В статье рассмотрены вопросы применения метода кластерного анализа для разделения запасов угля по маркам на примере пласта k₅ шахты "Горняк-95" (Центральный Донбасс).

УДК 622.1:528

Classification of bituminous coal ranks using cluster analysis / V.V. Myrnyy, I.V. Filatova

Methods of cluster analysis have been examined to classify bituminous coals to ranks for the case of coal seam k₅ at the coal mine "Gornyak-95" (Central Donbass region).