

вышается интенсивность затухания амплитуд параметров волн с расстоянием в радиальных направлениях. Выполненные исследования свидетельствуют о том, что при взрывании зарядов ВВ длиной  $28,8 \dots 36,8 R_0$  в крепких породах высокой акустической жесткости на расстояниях больших  $30 \dots 40 R_0$  от заряда интенсивность затухания с расстоянием амплитуды массовой скорости значительно выше, чем при взрывании зарядов неограниченной длины. Установлено, что максимальное расстояние от заряда, при котором амплитуда массовой скорости остается такой же по величине, как при неограниченной длине заряда, равно порядку длины заряда.

В дальнейшем предусматривается исследовать механизм перераспределения энергии взрыва за фронтом взрывных волн колонковых зарядов.

#### Список литературы

1. Суханов А.Ф., Кутузов Б.Н. Разрушение горных пород взрывом. – М.: Недра, 1983. – 344 с.
2. Ханукаев А.Н. Физические процессы при отбойке горных пород взрывом. – М.: Недра, 1974. – 224 с.
3. Федоренко П.И., Пасиченко К.Ю., Пасиченко Ю.К. Закономерности изменения параметров взрывных волн с расстоянием // Вісник КТУ, вип.27. – Кривий Ріг: КТУ, 2011. – С. 53-56.
4. Ханукаев А.Н. Энергия волн напряжений при разрушении пород взрывом. – М.: Госгортехиздат, 1962. – 200 с.
5. Ханукаев А.Н. О закономерностях распространения волн напряжений в твердых горных породах при взрывании одиночных и групповых удлиненных зарядов // Проблемы разрушения горных пород взрывом. – М.: Недра, 1967. – С. 33-44.

Рукопись поступила в редакцию 12.03.12  
УДК 622.34:658.562

М.В. ШОЛОХ, канд. техн. наук, доц., О.Л. ТОПЧІЙ  
ДВНЗ «Криворізький національний університет»

### ПРОГНОЗУВАННЯ ЯКІСНИХ ПОКАЗНИКІВ РУД ТА ПОРІВНЯННЯ ЇХ ЕФЕКТИВНОСТІ

Розглянуто методи прогнозування якісних показників руд у надрах. Виконано детальний аналіз мінливості показників у конкретних умовах оцінювання якості руд. Наведені результати порівняння по точності традиційних і геостатистичних методів.

**Проблема та її зв'язок з науковими та практичними завданнями.** Завдання прогнозування оцінки середніх значень геологічних показників у надрах – одна з найважливіших при реалізації функцій маркшейдерсько-геологічного управління якістю руд і рудної сировини. Застосування методів, заснованих на теорії випадкових функцій, дає задовільні результати для блоків малого розміру, слабко «освітлених» розвідувальними даними, з якими найчастіше доводиться зустрічатися в умовах діючих підприємств.

**Аналіз досліджень і публікацій.** Питаннями прогнозування якісних показників руд у надрах займалися провідні вчені Марголін О.М., Єршов В.В., Ушаков І.М. та інші. Запропоновано досить багато методів прогнозування, більшість із яких не є ефективними з погляду похибки оцінки, оскільки не враховують характер мінливості показників.

**Постановка завдання.** Завдання оцінки якісних показників руд у надрах можуть бути успішно вирішені рівняннями крайгінга й оцінкою величини дисперсії, якщо модель розміщення ознаки в просторі не містить закономірної складової  $C_T(x,y,z)$ , а автокореляційна функція  $K(h)$  або власна функція  $\gamma(h) = \frac{1}{2}S(h) = K(0) - K(\infty)$  задані.

**Викладення матеріалу та результати.** Існує два варіанти реалізації методу в зазначених умовах. Перший варіант пов'язаний з точним вирішенням системи рівнянь крайгінга (дискретний крайгінг), другий - з можливими спрощеннями, виходячи з фізичного смислу рівнянь (випадковий крайгінг).

Спрощення рівнянь можливе, зокрема, при таких ситуаціях, коли результат оцінювання очевидний до проведення розрахунків. Якщо лінійні розміри блоку, що оцінюється, мають той же порядок, що і середня відстань між точками опробування, тоді в оцінку блоку істотний внесок зроблять лише ті проби, які ближче всього розташовані до центра оцінюваного блоку, тобто вагові коефіцієнти проб, що вилученні від блоку, будуть дорівнювати нулю. Такий висновок підтверджується точним вирішенням системи рівнянь крайгінга, що враховують всі вихідні дані. Другий варіант пов'язаний з оцінкою порівняно більших блоків. У цьому випадку варто очікувати, що всі проби, які перебувають у межах блоку, що оцінюється, будуть мати приблизно

однакові ваги. Проби на периферії блоку також увійдуть в оцінку з однаковими вагами, відмінними від ваг для проб в середині блоку.

Таким чином, висновок про можливість спрощення рівнянь крайгінга, а отже, й оцінки середнього значення показника повинен базуватися як на дослідженні мінливості показників, так і на аналізі геометричних характеристик блоків, що оцінюються, параметрів розвідувальних мереж. Як показують розрахунки, для малих блоків досить залучити для оцінки три – шість найближчих проб. У цьому випадку для регулярних мереж опробування розрахунки коефіцієнтів можуть бути проведені заздалегідь для найбільш типових конфігурацій взаємного розташування блоку і проб, що беруть участь в оцінці.

Подібні розрахунки для моделей мінливості, описаних схемами де Вейса і сферичною, наведені в [4]. Аналогічні приклади для експонентної схеми розглянуті в роботі [1]. При використанні комп'ютерних технологій для знаходження оцінок середніх значень якісних показників у таких блоках у випадках відхилень від стандартних умов алгоритмічно зручніше вирішувати, задаючи число проб, що беруть участь в оцінці, або межі ореола, у межах якого проби залучаються до оцінки. І в тому, і в іншому випадку порядок системи рівнянь крайгінга не перевищує шести.

Якщо лінійні розміри блоків перевершують середню відстань між пробами в декілька разів, а об'єми блоків набагато менші об'єму рудного тіла, у якому вони перебувають, то оцінка може бути спрощена.

Якщо число проб, що попадають в оцінюваний блок об'єму  $v$ , дорівнює  $n$ , а число всіх проб у межах поля  $V$  дорівнює  $N$ , тоді в якості оцінки інтеграла використаємо вираз

$$\tilde{C} = \lambda C_n + (1 - \lambda) \bar{C}_N, \quad (1)$$

де  $\bar{C}_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n C_k$  - середня арифметична оцінка показника по пробах у середині блоку  $v$ ;

$\bar{C}_N = \frac{1}{N} \sum_{m=1}^N C_m$  - середня арифметична оцінка показника по пробах всього поля  $V$ .

Якщо припустити, що проби в межах блоку  $v$  розташовані випадково і сам блок розташований випадково в полі  $V$  (гіпотеза випадкового крайгінга), то вираз для  $\lambda$  і дисперсії будуть мати зручний для розрахунків вигляд

$$\lambda = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_n^2 + \frac{n}{N-n} \sigma_v^2}; \quad \sigma_k^2 = (\sigma_n^2 - \sigma_v^2) \left[ 1 - \frac{\sigma_n^2 - \sigma_v^2}{\frac{N}{N-n} \left( \sigma_n^2 + \frac{n}{N-n} \right) \sigma_v^2} \right], \quad (2)$$

де

$$\sigma_n^2 = \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^n \sum_{m=1}^n K(|\bar{r}_k - \bar{r}_m|).$$

Якщо число проб  $N$  по всьому полю  $V$  значно перевершує число проб  $n$  в середині блоку  $v$ , що оцінюється, то можна одержати наближені формули:

$$\lambda \approx \frac{\sigma_v^2}{\sigma_n^2}; \quad \sigma_k^2 = \left( 1 - \frac{\sigma_v^2}{\sigma_n^2} \right) \sigma_v^2. \quad (3)$$

Параметри оцінки і дисперсії крайгінга блоку  $v$  залежать від числа проб, а також від характеристик автокореляційної  $K(r)$  або структурної  $S(r)$  функцій. Отже, при оцінці великих і малих блоків громіздкі рівняння крайгінга значно спрощуються. Розрахунки можуть бути проведені досить швидко при відсутності закономірної складової в розміщенні ознаки  $C(x,y,z)$ .

При наявності тренда, всі розглянуті наближення стають неправомочними. У цьому випадку необхідно виділити тренд, використовуючи метод найменших квадратів. Коефіцієнти рівняння тренда, обумовлені цим методом, не зміщені, однак вони не мінімізують дисперсію, якщо відхилення значень ознаки від тренда автокорельовані. При визначенні тренда можна досліджувати відхилення на автокореляцію. За її наявності оцінки коефіцієнтів автокореляції, що обчислюються по різницях, будуть зміщеними.

Геостатистичні розрахунки для відхилень від тренда, що обумовлений методом найменших квадратів, можуть виявитися неефективними, необхідно також враховувати автокореляції відхилень при підборі рівнянь тренда. У такому обліку немає необхідності, якщо число точок опробування більше 100. В іншому випадку варто видозмінити підхід до проблеми оцінки, що приводить до рівнянь крайгінга.

Методика універсального крайгінга, що дозволяє зменшити зсув оцінок, має своїм підґрунтям таке: значення показника в надрах можна представити у вигляді

$$C(r) = m(r) + R(r), \quad (4)$$

де  $m(r)$  – закономірна складова (тренд);  $R(r)$  – відхилення, що представляють значення реалізації стаціонарної випадкової функції з нульовим математичним очікуванням, тобто

$$M[C(r)] = m(r) \quad \text{і} \quad M[R(r)] = 0$$

Рівняння тренда представимо у вигляді лінійної комбінації відомих функцій  $\varphi_k(x)$

$$m(r) = b_1\varphi_1(r) + b_2\varphi_2(r) + \dots + b_q\varphi_q(r). \quad (5)$$

Оптимальний вибір коефіцієнтів  $b_q$  і становить сутність універсального крайгінга. Якщо відоме значення показника  $C$  у точках  $r_i$ , тобто  $C_i = C(r_i)$ , причому число проб  $N$  перевершує число коефіцієнтів у рівнянні тренда  $q(N > q)$ , тоді

$$C_i = m(r_i) + R(r_i); \quad (6)$$

$$m(r_i) = b_1\varphi_1(r_i) + b_2\varphi_2(r_i) + \dots + b_q\varphi_q(r_i), \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad (7)$$

Оцінку компонента  $m(r)$  у точці  $r_0$  знайдемо у вигляді лінійної комбінації

$$\tilde{m}(r_0) = \sum_{i=1}^N p_i C_i. \quad (8)$$

Умова незміщення такої оцінки

$$M[\tilde{m}(r_0) - m(r_0)] = 0 \quad (9)$$

Підставивши (6) і (8) в (9), отримаємо

$$\sum_{i=1}^N p_i \varphi_k(r_i) = \varphi_k(r_0), \quad k = 1, 2, \dots, q. \quad (10)$$

Додатковою умовою є вимога мінімуму дисперсії оцінки  $\tilde{m}$

$$M[\tilde{m}(r_0) - m(r_0)]^2 = \min \quad (11)$$

Мінімізація дисперсії методом множників Лагранжа приводить до системи рівнянь універсального крайгінга

$$\sum_{j=1}^q Q_{ij} b_j = P_j, \quad j = 1, 2, \dots, q, \quad (12)$$

де  $Q_{ij}$  – елементи матриці  $Q$  з  $q$  рядками і  $N$  стовпцями, причому

$$Q = \Phi^T S^{-1} \Phi,$$

де  $\Phi = \|\varphi_{ij}(x_i)\|$ ;  $\Phi^T$  – матриця, транспонована стосовно матриці  $\Phi$ ;  $S^{-1}$  – матриця, зворотня матриці коваріаційних відхилень у точках опробування  $S$ , елементи якої визначаються як

$$S_{ij} = M[R(r_i)R(r_j)], \quad i, j = 1, 2, \dots, N.$$

У свою чергу,  $P_j$  представляє собою елементи вектора-стовпця  $P$

$$P = \Phi^T S^{-1} F,$$

де  $F$  – вектор-стовпець, елементи якого суть значення показника  $C_i$  у точках опробування  $r_i (i = 1, 2, \dots, N)$ .

Оцінку тренда в довільній точці  $r_0$  знаходимо з виразу

$$\tilde{m}(r_0) = \sum_{k=1}^q \tilde{b}_k \varphi_k(r_0), \quad (13)$$

Для знаходження оцінки показника в точці  $r_0$  необхідно оцінити також компоненту  $R(r_0)$ . Проводячи відповідність крайгінгу до загальної теорії і враховуючи, що  $M[R(r)] = 0$ , одержимо вираз оцінки

$$\tilde{R}(r_0) = S_0 S^{-1} \tilde{R} \quad (14)$$

де  $S_0 = (S_{01}, S_{02}, \dots, S_{0N})$  – вектор-рядок, елементи якого  $S_{0i} = M[R(r_i)R(r_0)]$ ;  $R$  – вектор-стовпець із елементами  $f_i - \tilde{m}(r_i)$ .

Розглянуті вище геостатистичні методи оцінки якісних показників (дискретний, випадковий і універсальний крайгінг) найбільш ефективні (за точністю) в умовах геологічної і статистичної однорідності блоків, що оцінюються. Однак на більшості родовищ ці умови рідко виконуються, що спричиняє необхідність поділу блоків на однорідні об'єми. Враховуючи це пропо-

нуємо модифікацію крайгінга - індикаторний крайгінг, що дозволяє одержати ефективну геостатистичну оцінку якості в блоках, складених різнотипними рудами. Викладемо суть методу.

Поряд зі звичайними варіограмами вмістів для кожного типу руди будують індикаторні варіограми. Для цього вводять індикаторні мінливості

$$I(x) = \begin{cases} 1, & \text{якщо проба в точці } x \text{ віднесена до руди даного типу,} \\ 0, & \text{у протилежному випадку.} \end{cases}$$

Отже для  $n$  типів руд вводяться  $n$  індикаторних мінливих  $I_i (i = 1, 2, \dots, n)$ . Потім будують варіограми для індикаторних мінливих. Після побудови моделі мінливості проводять звичайний крайгінг індикаторних мінливих у заданому блоці. Отримані оцінки  $I_1^*, I_2^*, \dots, I_n^*$  представляють собою відносні частки руд кожного типу в блоці.

Після оцінювання результати мінімізують

$$\sum_{i=1}^n \omega_i [I_i - I_i^*]^2 = \min$$

при обмеженнях

$$\begin{cases} I_1 + I_2 + \dots + I_n = 1; \\ I_1 \geq 0; I_2 \geq 0; \dots; I_n \geq 0, \end{cases}$$

де  $\omega_i$  - вагові коефіцієнти, які задані заздалегідь, у найпростішому випадку  $\omega_i = 1/n$ ,

Остаточні оцінки  $I_i$  знаходять методом квадратичного програмування. Якщо відомі варіограми для вмістів  $Z_i$  по кожному типу руд, то середній вміст в блоці знаходять таким же способом. Тобто спочатку визначають оцінки за допомогою крайгінга мінливості  $Z_1^*, Z_2^*, \dots, Z_n^*$ , потім методом квадратичного програмування знаходять остаточні оцінки  $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$ , виходячи з виразу

$$\sum_{i=1}^n \omega_i (Z_i - Z_i^*)^2 = \min$$

при обмеженнях

$$\sum_{i=1}^n I_i Z_i = Z; \quad Z_i \geq 0.$$

де  $Z$  - оцінка крайгінга в блоці по усередненій варіограмі по всіх типах руд.

Питання про ефективність застосування різних математичних методів прогнозування показників у надрах досліджувалося в [2,3,5]. До цього часу отримані дані не дозволяють віддати перевагу традиційним або геостатистичним методам, що пов'язано з недостатньо глибоким аналізом конкретних гірничо-геологічних умов їхнього використання.

Для обґрунтування доцільності включення в систему маркшейдерсько-геологічного управління якістю руд і рудної сировини найбільш ефективних (за точністю) математичних методів прогнозування якості на великому фактичному матеріалі по експлуатованих рудних родовищах було проведено порівняння розглянутих модифікацій крайгінга з трьома найбільш часто застосовуваними на практиці традиційними методами: середньозваженого арифметичного; зі зважуванням назад пропорційно квадратам відстаней; зі зважуванням з урахуванням анізотропії.

У результаті порівняння встановлена залежність точності оцінок, отриманих різними методами від виду моделі мінливості кількості інформації, розмірів і просторового співвідношення блоків, що оцінюються, і розвідувальної мережі. Дані порівняння методів прогнозування якості руд у надрах наведено в табл. 1. Розглянуто оцінку блоків малого і великого розмірів з різним числом розвідувальних даних у блоках і за їхніми межами. Ефективність методів визначалася за величиною відносної похибки оцінок у порівнянні їх з фактично вимірюваними значеннями на відпрацьованих ділянках родовищ.

Наведені дані свідчать, що універсальний крайгінг, який враховує автокореляції відхилень при підборі рівнянь тренда, дає помітно кращі результати для блоків малого розміру. За умови відсутності тренда методи оптимального статистичного оцінювання характеризуються меншою похибкою, величина якої залежить від відносного внеску  $C_k$  у загальну мінливість. Дискретний крайгінг дає тим меншу похибку в порівнянні з іншими методами, чим більшою є корельована випадкова складова. Результати, отримані всіма методами, по точності рівні, якщо випадкова складова  $C_c$  превалює.

При оцінці якісних показників великих блоків випадковий крайгінг порівняно із середньозваженою арифметичною оцінкою дає кращі результати за наявності кореляційної складової  $C_k$  і за умови, що величина інтервалу кореляції порівнювана з лінійними розмірами блоку.

Порівняння методів прогнозування якості руд у надрах

Вид моделі мінливості	Похибка оцінок (%), що отриманні методами					
	середньозваженого арифметичного	зі зважуванням назад пропорційно квадрату відстаней	зі зважуванням і обліком анізотропії	дискретний крайгінг	випадковий крайгінг	універсальний крайгінг
$C_{Fe_{\text{в}}} = C_T + C_K + C_C$	12,1	11,8	11,5	9,6	–	8,3
$C_{Fe_{\text{васк}}} = C_K + C_C$	18,1	18,2	18,1	16,4	–	16,4
$C_{Si} = C_C$	8,5	8,6	8,4	8,5	–	–
$C_{CO_2} = C_K + C_C$	17,6	–	–	–	15,9	–
$C_{Fe_{\text{вем}}} = C_C$	9,2	–	–	–	9,3	–

Примітка.  $C_T$  – закономірна складова (тренд);  $C_C$  – випадкова (некорельована) складова, яка характеризується деяким законом розподілу;  $C_K$  – випадкова (корельована) складова, що представляє собою реалізацію стаціонарної випадкової функції і характеризується автокореляційною (або структурною) функцією.

За умови випадкового розміщення ознаки обидва методи по точності оцінок дають фактично однакові результати. Запропонований у [6] індикаторний крайгінг є найбільш ефективним серед всіх методів (у тому числі і серед розглянутих геостатистичних) у процесі оцінки якісних показників блоків, складених рудами різних типів.

**Висновки та напрямок подальших досліджень.** Співставлення по точності результатів застосування традиційних і геостатистичних методів при оцінці якості руд у надрах суперечить теорії оптимального статистичного оцінювання і може бути пояснене тільки невдалим вибором моделі мінливості показників або окремих її параметрів. Детальний аналіз мінливості показників і конкретних умов оцінювання якості блоків повинен завжди передувати обґрунтованому вибору математичного методу прогнозування.

*Список літератури:*

1. Аврамов В. Е., Азбель Е. И., Ефремова Н. И. Планирование эксперимента и прогнозирование качества сырья на горных предприятиях. – Новосибирск: Наука, 1979.
2. Ершов В. В. Прогнозирование показателей при геолого-маркшейдерском управлении качеством руд.// Применение ЭВМ и математических методов в горном деле. Т. 2.– М.: Недра, 1982.– С. 95—100.
3. Марголин А. М. Оценка запасов минерального сырья. Математические методы. М.: Недра, 1974.
4. Матерон Ж. Основы прикладной геостатистики. М.: Мир, 1968.
5. Ушаков И. Н. Горная геометрия. М.: Недра, 1979.
6. Kwa B. L. Mousset — Jones P. F. Indicator approach to the mineral reserve estimation of a gold deposit in Nevada — In: 18 th Int. Symp. APCOM; London, 1984, p. 343—366.

Рукопис подано до редакції 16.01.12

УДК 533.6:622.4

О.М. ГОЛИШЕВ, д-р техн. наук, проф., О.В. ГЕРАСИМЧУК, канд. техн. наук, доц., Т.В. ДЕНЬГУБ, магістрант, «Криворізький національний університет»

## ПОРІВНЯННЯ АЕРОДИНАМІЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ДРОСЕЛЮЮЧИХ ДІАФРАГМ АСПІРАЦІЙНИХ СИСТЕМ

Проаналізовано конструктивні та аеродинамічні параметри дроселюючих діафрагм для усунення нев'язок тисків у відгалуженнях аспіраційних систем, запропоновано конструкції променевих діафрагм, що не змінюють своїх характеристик в пилоповітряних потоках.

**Проблема та її зв'язок з науковими і практичними задачами.** Аспіраційні системи, які забезпечують мінімально допустимий рівень забруднення повітря в промислових будівлях залізорудних комбінатів (ЗРК), гірничозбагачувальних комбінатів (ГЗК) тощо, мають складну схему розгалужень з безліччю окремих гілок. Ефективна робота аспіраційних систем неможлива без забезпечення їх аеродинамічної стійкості в процесі експлуатації. Це потребує використання дроселюючих засобів для усунення нев'язок тисків на відгалуженнях, які не змінювали б своїх аеродинамічних характеристик в пилоповітряних потоках через відкладення шарів пилу в місцях їх розташування або через абразивне зношення окремих елементів.