

ИЗВЕСТИЯ
ТОМСКОГО ОРДЕНА ТРУДОВОГО КРАСНОГО ЗНАМЕНИ
ПОЛИТЕХНИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА ИМЕНИ С. М. КИРОВА

Том 196

1969

К ВОПРОСУ О ПРОСТРАНСТВЕННОЙ ИЗМЕНЧИВОСТИ
СВОЙСТВ ГОРНЫХ ПОРОД

В. Н. ПУЛЯЕВ, Е. А. ПИСАРЕВ

(Представлена советом НИИ гидрогеологии и инженерной геологии)

Изучение пространственных закономерностей изменчивости физико-механических свойств горных пород служит обоснованием наиболее правильного инженерно-геологического опробования горных пород и поэтому приобретает особое значение при анализе фактического материала инженерно-геологических исследований. В настоящее время теоретические результаты и методические рекомендации изложены в работах Н. В. Коломенского, в которых выделяются следующие типы пространственной изменчивости свойств горных пород: почти функциональная, скачкообразно-закономерная и скачкообразно-незакономерная. Однако практических приемов корректного выделения отмеченных типов изменчивости данным автором не было дано, в то время как визуальное изучение пространственных переменных не дает надежной основы для соответствующих выводов. Настоящая статья в какой-то мере устраняет этот пробел.

Как известно, при решении ряда инженерно-геологических задач (опробование горных пород, выбор расчетных показателей и т. п.) с практической точки зрения имеет большое значение выделение скачкообразно-закономерного или скачкообразно-незакономерного типов изменчивости, в то время как почти функциональный тип, как отмечает Н. В. Коломенский, в природе обычно не встречается. Таким образом, задача состоит в установлении наличия или отсутствия в пределах какого-либо инженерно-геологического элемента упорядоченности в пространстве частных значений показателей свойств горных пород. В связи с этим всякий раз возникает необходимость проверять нулевую гипотезу, заключающуюся в том, что увеличение или уменьшение значений признака носит случайный характер. Эту гипотезу легко проверить, применяя так называемый «знаковый тест», который основывается на биноминальном законе распределения и относится к непараметрическим методам математической статистики [1, 2].

Допустим, что мы имеем N значений некоторого показателя однотипной породы x_1, x_2, \dots, x_N , расположенных в порядке увеличения какой-либо пространственной координаты. Далее находим медиану Me и образуем разности $x_1 - Me, x_2 - Me, \dots$. Предположим, что для этих разностей мы получили последовательность знаков:

— + — + + —

Всякую последовательность, состоящую из одних и тех же знаков, будем называть серией. Вероятность получения m серий в по-

следовательности выражается функцией $h(m)$, которая при четном $m = 2j$, т. е. $j = \frac{m}{2}$ равна

$$h(m) = \frac{C_{N_1-1}^{j-1} \cdot C_{N_2-1}^{j-1}}{C_{N_1+N_2}^N}. \quad (3)$$

При нечетном $m = 2j + 1$, где $j = \frac{m-1}{2}$,

$$h(m) = \frac{1}{C_{N_1+N_2}^N} \cdot \left(C_{N_1-2}^j \cdot C_{N_2-1}^{j-1} + C_{N_1-1}^{j-1} \cdot C_{N_2-1}^j \right). \quad (4)$$

В формулах (3) и (4) N_1 — число знаков „плюс“, N_2 — число знаков „минус“, например,

$$C_{N_1-1}^j = \frac{(N_1-1)!}{j!(N_1-1-j)!}$$

и т. д.

При $N_1 = N_2 = N^*$ и $m = 2j$

$$h(m) = 2 \cdot \frac{C_{N^*-1}^{j-1}}{C_{2N^*}^{N^*}}, \quad (5)$$

а при $m = 2j + 1$

$$h(m) = 2 \cdot \frac{C_{N^*-1}^j \cdot C_{N^*-1}^{j-1}}{C_{2N^*}^{N^*}}. \quad (6)$$

Вероятность того, что число серий m окажется равным или менее некоторого числа d_0 , полученного из фактических данных, принимает вид

$$P(m \leq d_0) = \sum_{m=2}^{m=d_0} h(m). \quad (7)$$

Характер флюктуаций частных показателей можно считать случайным, если

$$P(m \leq d_0) > \gamma, \quad (8)$$

где γ — уровень значимости. В противном случае (т. е. при $P(m \leq d_0) \leq \gamma$) имеет место систематическое изменение характеристик свойств в пространстве, т. е. гипотеза об их независимости отвергается. Если $N_1 \geq 10$ и $N_2 \geq 10$, то можно пользоваться формой нормального распределения, т. е.

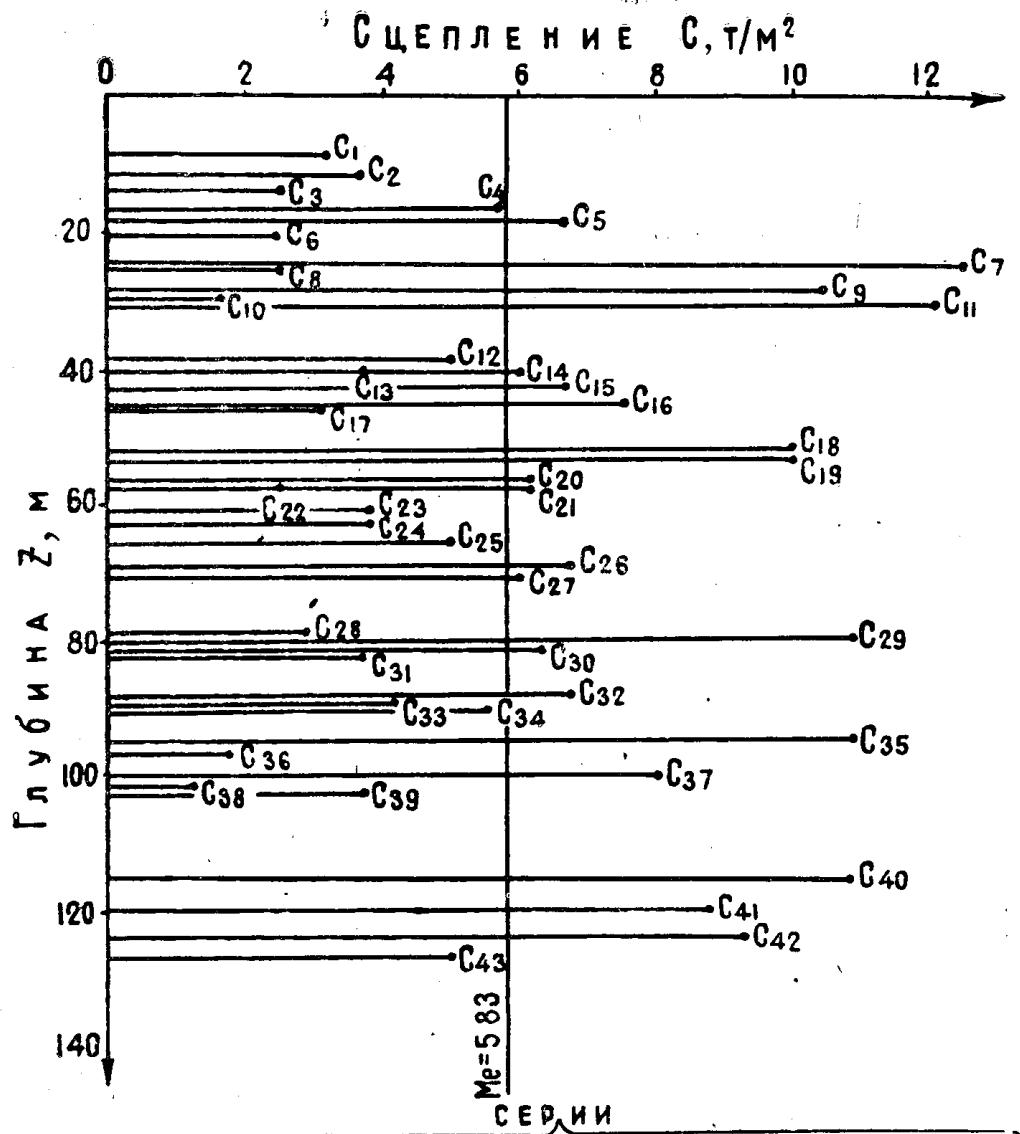
$$P(m \leq d_0) = 0,5 - \Phi(t), \quad (9)$$

где

$$t = \frac{\frac{2N_1 \cdot N_2}{N_1 + N_2} - d_0}{2 \cdot \sqrt{N_1 + N_2} \cdot \frac{N_1 \cdot N_2}{(N_1 + N_2)^2}}. \quad (10)$$

Значение вычисленных $\Phi(t)$ принимается из таблицы, приведенной в работе [1]. В соответствии с рекомендациями I. Наиск [2] для проверки гипотезы о случайному характере флюктуаций показателей свойств пород по глубине можно принять $\gamma = 0,05$.

С применением рассмотренного «знакового теста» исследованы закономерности изменчивости частных показателей свойств с глубиной на примере мезозойских полускальных пород Татауровского буроуголь-



$$N = 43, \quad M_e = 5.83; \quad N_1 = 21; \quad N_2 = 22; \quad d_0 = 25$$

$$P(m \leq d_0) = 0.5 - \Phi \left(\frac{\frac{2.22-21}{43} - 25}{\sqrt{\frac{21 \cdot 22}{43^2}}} \right) = 0.3573$$

$$P(m \leq 25) = 0.3573 \gg \alpha = 0.05 \quad [5]$$

Рис. 1. Распределение коэффициентов сцепления (c) песчаников Татауровского буроугольного месторождения по глубине (z).

ного месторождения, расположенного в крупной Читино-Ингодинской депрессии. Результаты приведены в табл. 1, а техника вычислений иллюстрируется для показателя сцепления песчаников на рис. 1. Расчеты показали, что свойства песчаников, алевролитов и аргиллитов не упоря-

Таблица 1

Типы пород	Показатели	Медиана M_e	Число определений N	Число серий d_0	Число плюсов N_1	Число минусов N_2	Вероятность $P(m \leq d_0)$
Песчаники	Объемный вес, m/m^3	1,95	51	22	27	24	0,3300
	Влажность, %	19,15	44	21	22	22	0,1179
	Пористость, %	36,5	48	26	23	25	0,3600
	Угол внутреннего трения, град.	34,5	42	19	17	25	0,1500
	Сцепление, m/m^2	5,83	43	25	21	22	0,3573
	Предел прочности на сжатие, m/m^2	4,3	44	18	23	21	0,3869
Алевролиты	Объемный вес, m/m^3	2,02	43	18	22	21	0,3530
	Влажность, %	17,6	44	18	21	22	0,3530
	Пористость, %	34,85	44	16	18	26	0,3859
	Угол внутреннего трения, град.	29,37	36	20	17	18	0,3289
	Сцепление, m/m^2	9,19	36	16	19	17	0,2734
	Предел прочности на сжатие, m/m^2	21,15	24	10	11	13	0,4996
Аргиллиты	Объемный вес, m/m^3	2,025	23	10	12	11	0,2380
	Влажность, %	19,25	23	8	11	12	0,4270
	Пористость, %	34,61	23	6	13	10	0,4870
	Угол внутреннего трения, град.	22,0	18	11	10	8	0,3517
	Сцепление, m/m^2	5,63	18	12	10	8	0,441

Примечание. Уровень значимости γ принят равным 0,05 [2].

дочены по глубине, а наблюдаемый разброс частных характеристик является случайным и его можно анализировать с использованием формул математической статистики независимых случайных величин.

ЛИТЕРАТУРА

1. В. В. Налимов. Применение математической статистики при анализе вещества. Физматиздат, 1960.
2. I. Hauck. Die Auswertung der äußeren Kontrolle chemischer Analysen mit Hilfe des Zeichen—Tests und des Zeichen—Rangsummen—Tests. «Bergbautechnik», 4, 1966.