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

Том 124 1964

ЕЩЕ РАЗ К ВОПРОСУ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПОКАЗАТЕЛЯ ИЗУЧЕННОСТИ МЕСТОРОЖДЕНИЯ И ОШИБКИ АНАЛОГИИ ПО СПОСОБУ ВТОРЫХ РАЗНОСТЕЙ

А. И. ВОЛКОВ

(Представлено научным семинаром кафедр маркшейдерского дела и геодезии)

В статье [1] мной была показана ошибочность формулы проф. Д. А. Казаковского, предложенной им для определения абсолютного показателя изменчивости изучаемого свойства месторождения с учетом вторых разностей, вычисленных по диагоналям квадратов разведочной сетки

$$I_a = \frac{\Sigma q_i \Delta''}{\kappa}, \tag{1}$$

где q_i — веса вторых разностей, обратно пропорциональные интервалам опробования (так эти величины называл проф. Д. А. Казаковский в ряде своих работ, в том числе в работе [2]);
Δ'' — вторые разности, вычисленные по сторонам и диагоналям;
κ — общее число вторых разностей по сторонам и диагоналям;
I_a — абсолютный показатель изменчивости изучаемого свойства месторождения.

В работе [3] проф. Д. А. Казаковский называет q уже не весами, в обычном их смысле, а коэффициентами, позволяющими переходить от вторых разностей, соответствующих одному интервалу опробования (диагонали разведочной сетки) ко вторым разностям, отвечающим другому интервалу опробования (стороне квадрата разведочной сетки).

В этой работе не дается принципиального объяснения, почему именно нужно переходить от вторых разностей, соответствующих большему интервалу опробования, ко вторым разностям, соответствующим меньшему интервалу опробования, а не наоборот, хотя это совсем не безразлично: переходя камеральным путем к меньшему интервалу опробования, мы искусственно повышаем точность разведки. Доказательством справедливости применения формулы (1) проф. Д. А. Казаковский считает то, что эта формула пригодна для вычисления среднего значения стороны квадрата, когда измерены с одинаковой относительной ошибкой все его стороны и диагонали. Действительно, в этом частном случае формула (1) пригодна для вычисления среднего значения стороны квадрата с учетом диагоналей, но мы абсолютно не видим аналогии между этой задачей и определением абсолютного показателя изменчивости интересующего нас свойства месторождения.

Наши возражения против применения формулы (1) для вычисления I_a и тех доводов в ее защиту, которые приведены в работе [3], состоят в следующем.

Абсолютный показатель изменчивости того или иного свойства месторождения и ошибка аналогии определяются достаточно надежно только при относительно большом числе проб. При большом же числе проб, как следует из формулы (2), (3) и (4) и табл. 1, число вторых разностей, определенных по сторонам и диагоналям разведочной сетки, почти одинаково (разведочная сетка квадратной формы).

$$\kappa_1 = 2n(n-2), \tag{2}$$

$$\kappa_2 = 2(n-2)^2, \tag{3}$$

$$d = \frac{\kappa_1}{\kappa_2} = \frac{n}{n-2}, \tag{4}$$

где κ_1 — число вторых разностей, вычисленных по сторонам разведочной сетки;

κ_2 — число вторых разностей, вычисленных по диагоналям разведочной сетки;

d — отношение числа вторых разностей, вычисленных по сторонам разведочной сетки, к числу вторых разностей, вычисленных по диагоналям;

n — число точек опробования в одном ряду разведочной сетки.

Таблица 1

Число точек опробования $n \times n = n^2$	Число вторых разностей по:		Разность $\kappa_1 - \kappa_2$	Отношение $d = \frac{\kappa_1}{\kappa_2}$
	сторонам (κ_1)	диагоналям (κ_2)		
3×3=9	6	2	4	3
4×4=16	16	8	8	2
5×5=25	30	18	12	1,67
6×6=36	48	32	16	1,50
7×7=49	70	50	20	1,40
8×8=64	96	72	24	1,33
9×9=81	126	98	28	1,29
10×10=100	160	128	32	1,25
15×15=225	390	338	52	1,15
20×20=400	720	648	72	1,11

То, что с увеличением числа точек опробования число вторых разностей по диагоналям разведочной сетки близко к числу вторых разностей по сторонам этой сетки, говорит о их равноправном значении в решении поставленной задачи. Это положение усиливается еще и тем обстоятельством, что вторые разности по сторонам и диагоналям выражают изменчивость изучаемого свойства месторождения в различных направлениях.

Все это указывает на недопустимость применения формулы (1) в том толковании, какое ей дано в работе [3]. Учитывая сказанное выше о вторых разностях и не обращая внимания на сложный характер изменчивости изучаемого свойства между точками опробования, можно было бы с большей логичностью предложить приведение тех и других разностей к среднему интервалу опробования. В этом случае в формуле (1) вторые разности, вычисленные по сторонам разведочной сетки, пришлось бы множить на $q_1 = 1{,}20$, а вторые разности, вычисленные по диагоналям—на $q_2 = 0{,}85$. С учетом этих замечаний формула (1) будет иметь вид:

$$I_a = \frac{q_1 \Sigma\Delta_i'' + q_2 \Sigma\Delta_j''}{\kappa}, \tag{5}$$

где $\Sigma\Delta_i''$ — сумма вторых разностей по сторонам разведочной сетки;

$\Sigma\Delta_j''$ — сумма вторых разностей по диагоналям разведочной сетки.

Значение абсолютного коэффициента изменчивости, как показано в работе [1], может быть получено по формуле

$$I_a = \frac{\Sigma P \Delta''}{\Sigma P}, \tag{6}$$

где P — веса вторых разностей, обратно пропорциональные интервалу опробования. Для вторых разностей, вычисленных по сторонам разведочной сетки, вес равен единице, а по диагонали — $\frac{1}{\sqrt{2}} \approx 0{,}7$.

Формула (6), таким образом, учитывает общепринятый критерий для характеристики точности разведки — интервал опробования. Это безусловно является положительной стороной этой формулы.

Если, однако, иметь в виду, что для достижения заданной точности разведки интервал опробования может колебаться в некоторых пределах, то на этом основании можно веса вторых разностей по сторонам и диагоналям считать одинаковыми и тогда выражение (6) примет вид

$$I_a = \frac{\Sigma\Delta''}{\kappa}. \tag{7}$$

Выше мы говорили, что для доказательства справедливости формулы (1) в работе [3] была сделана ссылка на то, что по этой формуле может быть найдено наивероятное значение стороны квадрата по измеренным с одинаковой относительной ошибкой значениям сторон и диагоналей (после замены, конечно, в формуле (1) Δ'' на l). Это совершенно справедливо, так как между стороной и диагональю квадрата существует строго определенная зависимость—сторона квадрата всегда в $\sqrt{2}$ раз меньше его диагонали. Такой зависимости, однако, нет (даже сугубо приближенной) между вторыми разностями, вычисленными по сторонам и диагоналям разведочной сетки, а следовательно, нет и аналогии, о которой говорится в работе [3], между этими двумя задачами.

Таким образом, применение формулы (1) не может быть обосновано известной из геометрии закономерностью между линейными элементами правильного четырехугольника. Применение этой формулы основано на самом деле на другой несуществующей закономерности— на предположении, что изменение вторых разностей происходит по закону прямой. Это легко обнаруживается из выражения (8), с помощью которого в формуле (1) осуществляется приведение вторых разностей по диагонали,

$$\Delta_{\text{пр}}'' = \Delta'' \frac{l_o}{l} = \frac{\Delta''}{\sqrt{2}} \approx 0{,}7\,\Delta'', \tag{8}$$

где $\Delta''_{пр}$ — приведенное значение второй разности, к интервалу, равному стороне квадрата;

Δ'' — вычисленное значение второй разности по диагонали разведочной сетки;

l_o — сторона квадрата разведочной сетки;

l — диагональ квадрата разведочной сетки.

Так как изменение любого свойства, для которого определяется ошибка аналогии, а следовательно, и изменение вторых разностей, происходит по сложной кривой, то приведенные вторые разности имеют лишь фиктивный характер, приближаясь к действительности, когда закономерность изменения изучаемого свойства приближается к прямой и, наоборот, удаляясь от истины, когда эта закономерность усложняется. Из этого следует, что приведенные разности имеют меньшую достоверность, т. е. меньший вес, чем вычисленные по непосредственным данным опробования. С учетом этих замечаний формула [1] должна быть заменена формулой [9]

$$I_a = \frac{P_1 \Sigma\Delta''_1 + P_2 q \Sigma\Delta''_2}{\Sigma P}, \qquad (9)$$

где P_1 — вес вторых разностей, вычисленных по сторонам разведочной сетки;

P_2 — вес вторых разностей, вычисленных по диагоналям разведочной сетки;

q — коэффициент для приведения вторых разностей, вычисленных по диагонали разведочной сетки, равный 0,7.

Вопрос об определении весов в этом случае рассмотрен нами в работе [4].

Из всего того, что сказано нами выше об определении абсолютного показателя изменчивости того или иного свойства месторождения, можно сделать следующие выводы.

1. В основе формулы (1) лежит не существующая в природе закономерность. Использование этой формулы всегда приводит к искусственному повышению точности разведки. Она не учитывает различную достоверность вычисленных по непосредственным наблюдениям и приведенных вторых разностей. Эта формула должна быть исключена из практики.

2. Формула (9) является лучшим вариантом формулы (1), так как она учитывает веса приведенных и вычисленных по непосредственным данным вторых разностей, сохраняя, однако, остальные ее недостатки.

3. Формула (5) сохраняет основной недостаток формулы (1) —интерполирование, однако, в связи с тем, что здесь вторые разности по сторонам и диагоналям приводятся к среднему интервалу опробования, она заслуживает определенного внимания.

4. Формула (6) хорошо обоснована, однако, мы считаем, что практически все вычисления достаточно вести по формуле (7).

ЛИТЕРАТУРА

1. К вопросу определения показателя изученности месторождения и ошибки аналогии по способу вторых разностей, „Известия высших учебных заведений" („Горный журнал"), № 6, 1959.

2. Оценка точности результатов в связи с геометризацией и подсчетом запасов месторождений. Углетехиздат, 1948.

3. К вопросу определения среднего значения вторых разностей при оценке относительной изменчивости характеристик залежи. „Известия высших учебных заведений" („Горный журнал"), № 4, 1960.

4. Оценка степени изученности месторождения методом вторых разностей при переменном значении интервала опробования. „Известия ТПИ", том 113, 1960.