

## К ВОПРОСУ ОЦЕНКИ ТОЧНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ ГЕОЛОГОРАЗВЕДОЧНЫХ РАБОТ ПО ИХ СТАДИЯМ

Л. М. ПЕТРОВСКИЙ

(Представлена кафедрой геологии и разведки месторождений  
полезных ископаемых)

Оценка точности (погрешности) определения запасов полезных ископаемых или расчета средних значений подсчетных параметров, как известно, должна основываться на классификации возникающих при разведке погрешностей. Распространенное [4,5] в настоящее время разделение погрешностей (ошибок) на технические ошибки и ошибки аналогии (геологические) не отвечает возросшим задачам оценки точности результатов разведки на различных ее стадиях.

Геологические погрешности, являющиеся основными по своему значению, в зависимости от детальности разведки месторождения последовательно выступают в роли погрешностей аналогии и интерполирования (таблица). Необходимость такого разделения геологических погрешностей объясняется не только различием исходных условий оценки средних значений подсчетных параметров, но и практически разным методологическим подходом к оценке их величины.

Исходными данными для оценки геологической погрешности определения средних значений параметра в поисково-разведочный этап и

Т а б л и ц а

### Классификация геологических погрешностей определения средних значений подсчетных параметров

Геологические погрешности			
связанные с общей (статистической) оценкой предполагаемой изменчивости параметра по данным ограниченной выборки его замеров на всей площади объекта в поисково-разведочный этап и предварительную стадию разведки (погрешности аналогии).	связанные с дифференцированной (интерполяционной) оценкой наблюдаемой изменчивости параметра по основным направлениям анизотропии в границах условно однородных разведочных блоков в детальную и эксплуатационную стадии разведки (погрешности интерполирования).		
представленные ошибками случайной (в том числе и невыявленной закономерной) составляющей изменчивости параметра.	представленные ошибками <table style="width: 100%; margin-top: 10px;"> <tr> <td style="width: 50%; vertical-align: top; padding: 5px;">                             координированной составляющей наблюдаемой изменчивости параметра.                         </td> <td style="width: 50%; vertical-align: top; padding: 5px;">                             случайной составляющей наблюдаемой изменчивости параметра.                         </td> </tr> </table>	координированной составляющей наблюдаемой изменчивости параметра.	случайной составляющей наблюдаемой изменчивости параметра.
координированной составляющей наблюдаемой изменчивости параметра.	случайной составляющей наблюдаемой изменчивости параметра.		

предварительную стадию разведки обычно служат результаты «точечных» (применительно к площадной проекции тел полезных ископаемых) замеров его значений по буровым скважинам и шурфам, расположенным по редкой сети и неодинаково полно охватывающим тот или иной участок разведываемого объекта. В этих условиях, как правило, оказывается невозможным выявить закономерную составляющую наблюдаемой изменчивости параметров и, следовательно, оценка погрешности аналогии может проводиться только на базе ошибок случайной составляющей изменчивости. По этой же причине перед предварительной стадией разведки, как известно, ставятся ограниченные задачи: выявить в общих чертах геологическое строение месторождения и установить ориентировочные средние значения подсчетных параметров для всей площади (оценка запасов по категории  $C_1$ ). Ошибка  $\Delta$  случайной составляющей изменчивости параметра для выборки с некоторым числом  $N$  точечных замеров его значений, исходя из теории случайных ошибок, может быть рассчитана как статистическая ошибка средней:

$$\Delta = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}, \quad (1)$$

где  $\sigma$  — стандарт случайных отклонений средней.

Из формулы (1) следует, что с увеличением числа  $N$  точечных замеров параметра при прочих равных условиях ошибка  $\Delta$  случайной составляющей его изменчивости уменьшается по своей величине. Известно также, что изменение доли участия случайной составляющей наблюдаемой изменчивости параметра сопровождается все большим раскрытием и соответствующим увеличением доли участия ее закономерной (координированной) составляющей. Если, по данным детальной стадии разведки месторождений, доля участия закономерной составляющей в общей мере оценки наблюдаемой изменчивости, как правило, преобладает над долей участия случайной ее составляющей, то наблюдаемые, по данным предварительной разведки и этапа поисковоразведочных работ, наибольшие по величине случайные изменения параметров обычно вуальруют их закономерные изменения. Таким образом, предельная фактическая погрешность аналогии  $\Delta_{ан}$  может быть оценена, по крайней мере величиной  $2\Delta$  (с вероятным учетом ожидаемых закономерных изменений), т. е.

$$\Delta_{ан} = \frac{2\sigma}{\sqrt{N}}. \quad (2)$$

Рассчитываемая по формуле (2) фактическая предельная погрешность аналогии (в пересчете на относительную величину) не должна превышать допустимую относительную предельную погрешность расчета средних значений подсчетных параметров по данным предварительной стадии разведки (для запасов категории  $C_1$ ). Уровни допустимых погрешностей подсчета запасов (расчета средних подсчетных параметров) предлагались в разное время многими исследователями (В. В. Богацкий, В. М. Крейтер, П. А. Шехтман и др.), однако общих утвержденных требований нет до сих пор. В качестве среднего уровня допустимых относительных погрешностей аналогии (категория  $C_1$ ) предлагается принять величину  $\pm 50\%$  с вероятностью достоверной оценки ее величины  $67\%$  [1].

Геологическая погрешность интерполирования должна определяться в пределах каждого из выделенных условно однородных разведочных блоков. При этом в понятие условно однородного разведочного блока вкладывается более широкий смысл по сравнению с определением «эле-

ментарного блока» по Л. И. Четверикову [6] — это та условно однородная часть разведанного (в детальную или эксплуатационную стадию) объекта, которая ограничивается контуром одноименной категории запасов определенного природного типа полезных ископаемых и объединяет подсчетные блоки, разведанные одним типом («точечных» или «прослеживающих») основных выработок.

Совокупный [5] учет ошибок координированной и случайной составляющих наблюдаемой изменчивости параметра в условиях одно- или двухмерного прямолинейного интерполирования его замеров может быть произведен соответственно на основе определения линейной (по профилю) или площадной (по сечению) погрешности интерполирования. Приведенная (с учетом относительных размеров объектов) фактическая предельная величина относительной (процентной) площадной погрешности интерполирования  $P_{ин}$  для исходных кривых функций с правой и левой диссимметрией значений параметра относительно средней соответственно может быть определена по следующим формулам:

$$P_{ин} = \frac{\sum_m \left[ \frac{\sum_{i=1}^M (Y'_{max} - Y'_{min})_n}{[n(m-1) + m(n-1)]} \right]}{\bar{y}} \left( 1 + \frac{S_{уч} - S_{оп}}{S_{max} - S_{оп}} \right) 100, \quad (3,а)$$

$$P_{ин} = \frac{2 \sum_m \left[ \frac{\sum_{i=1}^M (Y'_{max} - Y^{-1})_n}{[n(m-1) + m(n-1)]} \right]}{\bar{y}^{-1}} \left( 1 + \frac{S_{уч} - S_{оп}}{S_{max} - S_{оп}} \right) 100, \quad (3,б)$$

где  $Y'_{max}$ ,  $Y'_{min}$ ,  $\bar{y}^{-1}$  — максимум, минимум и среднее по каждой 1-й из числа  $M$  зафиксированных по данному профилю контрастных элементарных (одномаксимумных) функций в общей кривой многоматимной функции в границах условно однородного разведочного блока;

$\bar{y}$  — общее среднее значение параметра в пределах условно однородного разведочного блока;

$n$ ,  $m$  — число разведочных пересечений («точечных» замеров параметра) в профилях, ориентированных, соответственно, в направлении падения (ширины) и простираения (длины) тела полезного ископаемого;

$S_{уч}$  — площадь разведываемого участка;

$S_{оп}$ ,  $S_{max}$  — оптимальная и максимальная площади участков для всего ряда разведывавшихся участков в данном районе.

Из формул (3, а) и (3, б) следует, что при равном числе «точечных» замеров параметра на аналогичных по изменчивости участках фактическая погрешность интерполирования на участке с большей площадью будет больше, чем на участке с меньшей площадью; для достижения одинаковой точности разведки на большем участке необходимо большее число пересечений тела полезного ископаемого, чем на меньшем участке.

В условиях дифференцированной оценки разведанности запасов участка приходится оперировать с площадями в пределах контуров отдельных категорий запасов, точнее с площадями ( $S^{бл}$ ,  $S^{блmax}$ ,  $S^{блоп}$ ) отдельных условно однородных разведочных блоков. При этом оптимальная площадь  $S^{блоп}$  таких блоков по каждому данному участку для различных по сложности месторождений может быть определена на основе рекомендуемых соотношений запасов (площадей их распространения) различных категорий по действующей классификации запасов и принятой оптимальной площади  $S_{оп}$  участка. Таким образом, в условиях дифференцированной разведки объектов месторождения величину фактической погрешности интерполяции можно определять также по следующим формулам:

$$P_{\text{ин}} = \frac{\sum_m \left[ \sum_{l=1}^M (Y'_{\text{max}} - Y'_{\text{min}})_n \right]}{\bar{y} [n(m-1) + m(n-1)]} \left( 1 + \frac{S_{\text{бл}} - S_{\text{оп}}^{\text{бл}}}{S_{\text{max}}^{\text{бл}} - S_{\text{оп}}^{\text{бл}}} \right) 100, \quad (4,а)$$

$$P_{\text{ин}} = \frac{2 \sum_m \left[ \sum_{l=1}^M (\bar{y}'_{\text{max}} - \bar{y}')_n \right]}{\bar{y} [n(m-1) + m(n-1)]} \left( 1 + \frac{S_{\text{бл}} - S_{\text{оп}}^{\text{бл}}}{S_{\text{max}}^{\text{бл}} - S_{\text{оп}}^{\text{бл}}} \right) 100. \quad (4,б)$$

Рассчитываемая по формулам (3, а, б) и (4, а, б) фактическая относительная предельная погрешность интерполирования не должна превышать допустимую относительную предельную погрешность расчета средних значений подсчетных параметров для отдельной стадии разведки. В качестве верхнего уровня (категория *B*) допустимых относительных погрешностей интерполирования замеров признака в детальную и эксплуатационную стадии разведки предлагается принять величину, в два раза меньшую, чем для погрешностей аналогии в предварительную стадию разведки, т. е.  $\pm 25\%$ ; за нижний уровень (категория *A*) допустимых относительных погрешностей интерполирования в детальную и эксплуатационную стадии разведки предлагается принять величину  $\pm 15\%$ . Согласно рекомендациям А. Б. Каждана [1], допустимую вероятность достоверной оценки погрешности расчета средних значений подсчетных параметров по данным детальную (для категории *B* и *A*) разведки следует принять равной  $87\%$  (коэффициент вероятности  $t=1,5$ ), а по данным эксплуатационной (категории *B* и *A*) разведки —  $95\%$  ( $t=2$ ).

Учитывая господствующие асимметричные дифференциально-частотные распределения разведочных данных, определение приближенной фактической вероятности достоверной оценки погрешности разведки следует [2] проводить на основе расчета среднего арифметического значения коэффициента вероятности  $t$  из всех вариантных его значений  $t_i$ , которые могут быть подсчитаны по формуле:

$$t_i = \frac{y_i - \bar{y}}{\sigma_i} \quad (5)$$

где  $U_i$  и  $\sigma_i$  — среднее значение параметра и его стандарт, исчисляемые по  $i$ -му варианту условной разведочной выборки из числа разведочных данных по каждой «скользящей» паре взаимно перпендикулярных разведочных профилей.

В качестве второго критерия достоверной оценки интерполяционной погрешности расчета средних значений подсчетных параметров предлагается принять установление соответствия достигнутой густоты разведочных точек по разведочному профилю (в детальную или эксплуатационную стадию) характеру закономерных (координированных) изменений признака. Однозначное установление фактического соответствия достигнутой густоты пересечений характеру координированных изменений признака в разведочном профиле может быть осуществлено [3] на основе выявления подобия (оценки тесноты и характера условной корреляционной связи) между двумя условно параллельными координированными кривыми последовательных замеров признака, полученными в результате двукратного разрежения исходной выборки замеров по профилю. Очевидно, что при достижении соответствия между достигнутой густотой пересечений и характером координированных изменений признака в данном разведочном профиле по каждому разреженному ряду замеров должно наблюдаться закономерное изменение величины последовательных первых разностей значений признака и закономерное чередование их знаков. В этом случае условная корреляцион-

ная связь по своему характеру должна быть строго прямой (положительной) и линейной.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. А. Б. К а ж д а н. Количественная оценка разведанности запасов твердых полезных ископаемых. «Разведка и охрана недр», 1971, № 1.
  2. В. И. Кузьмин, В. В. Новицкий. О методике оценки достоверности средних значений разведочных результатов В. В. Богацкого. «Геол. и разведка», 1969, № 1.
  3. Л. М. Петровский. Соответствие густоты разведочных точек характеру закономерных изменений признака как главный фактор в численной оценке точности разведки месторождений полезных ископаемых. Изв. ТПИ, т. 252. Изд-во ТГУ, 1974.
  4. П. А. Рыжов, В. М. Гудков. Применение математической статистики при разведке недр. М., «Недра», 1966.
  5. Н. Н. Ушаков. Горная геометрия. Госгеолтехиздат, 1962.
  6. Л. И. Четвериков. Теоретические основы моделирования тел твердых полезных ископаемых. Воронеж, Изд-во Воронежского университета, 1968.
-