

В. Л. ЛОСЬ

**МОДЕЛЬ СТАТИСТИЧЕСКОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СОДЕРЖАНИЙ
МЕДИ В МЕСТОРОЖДЕНИЯХ СЕВЕРНОГО ПРИБАЛХАШЬЯ**

(Представлено академиком В. И. Смирновым 5 X 1970)

Изучение распределения содержаний элементов и подбор соответствующей модели функции распределения позволяют точнее и достовернее оценить параметры, используемые при разведках, подсчете запасов и оценке месторождений полезных ископаемых. Кроме того, функция распределения содержит информацию о характере рудообразующего процесса ^(1, 2).

При изучении распределения содержаний меди в медно-молибденовых и медных месторождениях северного Прибалхашья нами было установ-

лено, что в общем виде оно является полимодальным, т. е. неоднородным, и представляет собой суперпозицию логнормальных составляющих (элементарных распределений) (рис. 1). Функция плотности полимодального распределения, состоящего из k элементарных, имеет вид: $e(x) = \sum_k a_i f(x; \mu_i, \sigma_i)$, где $f(x, \mu_i, \sigma_i)$ — плотность i -го элементарного распределения со средним μ_i , стандартом σ_i и «весом» a_i . Последний пропорционален числу проб, принадлежащих i -му элементарному распределению ($\sum_k a_i = 1$) ^(3, 4).

Нами было построены модели распределения содержаний меди в зонах гипогенной минерализации восьми месторождений: 1 — Каратас I (Cu, Mo); 2 — Каратас II (Cu, Fe); 3 — Каратас IV (Cu, Mo); 4 — Тесиктас (Cu); 5 — Саяк I (Cu, Mo, Fe); 6 — Саяк III (Cu, Mo); 7 — Алтуайт (Cu); 8 — Коунрад (нижние горизонты, Cu). Общим для всех рассматриваемых месторождений является, то, что подавляющая часть меди заклю-

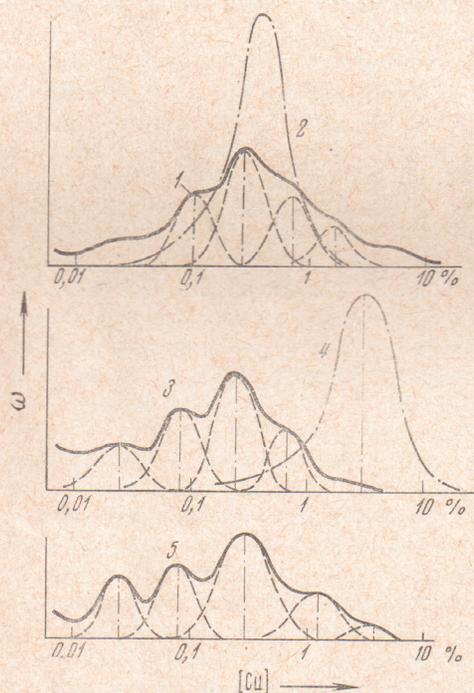


Рис. 1. Вариационные кривые содержаний меди в месторождениях Северного Прибалхашья. (1 — Саяк I; 2 — Коунрад, первичные руды; 3 — Каратас I; 4 — Саяк I, магнетитовые скарны; 5 — Тесиктас, зона I)

чена в халькопирите, выделение которого происходило непрерывно в течение одной стадии, а позднейшее перераспределение практически отсутствовало. В сущности, только в месторождениях с подобным типом минерализации имеет смысл сравнительное изучение распределений ⁽¹⁾.

Для построения моделей были использованы химические анализы керновых проб (длина проб 0,8—1,8 м). После определения оценок параметра

модели с помощью χ^2 -критерия проверялось ее соответствие эмпирическому распределению, и согласно считалось удовлетворительным при $P(\chi^2 > \chi_a^2) > 0,1$. Параметры $e(x)$ -распределения можно записать в виде матрицы размерности $k \times 3$:

$$M = \begin{bmatrix} \mu_1 & \sigma_1 & a_1 \\ \dots & \dots & \dots \\ \mu_i & \sigma_i & a_i \\ \dots & \dots & \dots \\ \mu_k & \sigma_k & a_k \end{bmatrix}.$$

Подставив соответствующие оценки $(\lg x_i, S_i \lg a_i)$, получим модели распределения содержания меди в месторождениях:

$$M_1 = \begin{bmatrix} -1,62 & 0,16 & a_1 \\ -1,06 & 0,19 & a_2 \\ -0,6 & 0,15 & a_3 \\ -0,2 & 0,19 & a_4 \end{bmatrix}, \quad M_2 = \begin{bmatrix} -1,58 & 0,16 & a_1 \\ -1,1 & 0,2 & a_2 \\ -0,6 & 0,19 & a_3 \\ -0,3 & 0,25 & a_4 \end{bmatrix},$$

$$M_3 = \begin{bmatrix} -1,64 & 0,15 & a_1 \\ -1,1 & 0,2 & a_2 \\ -0,6 & 0,14 & a_3 \\ -0,05 & 0,29 & a_4 \end{bmatrix}, \quad M_4 = \begin{bmatrix} -1,6 & 0,12 & a_1 \\ -1,1 & 0,165 & a_2 \\ -0,51 & 0,2 & a_3 \\ 0,07 & 0,16 & a_4 \\ 0,55 & 0,17 & a_5 \end{bmatrix},$$

$$M_5 = \begin{bmatrix} -1,55 & 0,16 & a_1 \\ -1 & 0,16 & a_2 \\ -0,54 & 0,17 & a_3 \\ -0,15 & 0,15 & a_4 \\ 0,22 & 0,15 & a_5 \\ 0,59 & 0,2 & a_6 \end{bmatrix}, \quad M_6 = \begin{bmatrix} -1,55 & 0,16 & a_1 \\ -1,12 & 0,2 & a_2 \\ -0,36 & 0,24 & a_3 \\ 0,23 & 0,23 & a_4 \\ 0,86 & 0,15 & a_5 \end{bmatrix},$$

$$M_7 = \begin{bmatrix} -1,05 & 0,16 & a_2 \\ -0,48 & 0,18 & a_3 \\ 0,02 & 0,19 & a_4 \end{bmatrix}, \quad M_8 = [-0,48 \ 0,25 \ 1].$$

Рассматривая полученные модели, нетрудно видеть, что они являются композициями одних и тех же элементарных распределений. Оценки $\lg x_{it}$ (t — номер месторождения) примерно одинаковы в разных месторождениях и образуют несколько групп (в нашем случае шесть). Различия между $\lg x_{it}$ внутри групп невелики по сравнению с различием между группами. Разброс значений $\lg x_{it}$ увеличивается в диапазоне высоких содержаний.

Оценки стандартного отклонения элементарных распределений разных групп близки между собой и изменяются в сравнительно небольшом интервале значений (не исключено, что это связано с субъективными ошибками разложения суммарной кривой на элементарные ⁽³⁾). Веса элементарных распределений специфичны для каждого из месторождений и поэтому нами не приводятся.

Повторяемость $\lg x_{it}$ в разных месторождениях и в различных частях одного месторождения, а также примерное постоянство стандартных отклонений названо нами стабильностью структуры распределения ⁽³⁾. Заметим, что сходные свойства распределений отмечены в месторождениях железа и золота ^(5, 6).

Пользуясь стабильностью структуры, имеет смысл вычислить обобщенные для изученной группы месторождений оценки параметров $(\lg \hat{x}_i, \hat{S}_i \lg)$ по формулам, приведенным в ⁽⁷⁾. В результате получим матрицу обобщенных оценок параметров модели распределения меди в месторождениях северного Прибалхашья:

$$\hat{M} = \begin{bmatrix} -1,57 (0,027) & 0,16 & a_1 \\ -1,07 (0,085) & 0,18 & a_2 \\ -0,51 (0,31) & 0,2 & a_3 \\ -0,13 (0,75) & 0,25 & a_4 \\ 0,2 (1,6) & 0,2 & a_5 \\ 0,65 (4,5) & 0,23 & a_6 \end{bmatrix}$$

(в круглых скобках приведены среднелогарифмические элементарных распределений меди, %).

На \hat{M} мы видим увеличение $S_i \lg$ в элементарных распределениях высоких порядков, что соответствует уменьшению стабильности структуры распределений в диапазоне повышенных содержаний.

Отметим частные случаи унимодального распределения меди: 1. В магнетитовых скарнах распределение меди всегда превращается в унимодальное и обычно аппроксимируется логнормальным законом. Подобное наблюдалось в актинолит-магнетитовых скарнах Каратаса I и II (⁴), магнетитовых скарнах Саяка I и магнетитовых рудах Ирису (Таласский Алатау). 2. Унимодальное распределение свойственно типичным месторождениям медно-порфировых руд типа Коунрада и Кокса (Джунгария).

В пространстве полимодальное распределение характеризует области ступенчатой плотности минерализации, т. е. области со скачкообразным изменением содержаний. В пределах одной ступени содержания почти не имеют тренда и описываются логнормальным законом (область одного элементарного распределения). Ступени соответствуют определенным уровням интенсивности минерализации и являются характеристиками внутренней структуры областей минерализации.

Стабильность параметров элементарных распределений связана с постоянством соответствующих уровней минерализации в месторождениях (⁸).

Объяснение образования областей минерализации, в которых содержание элементов описывается полимодальным распределением со стабильной структурой, мы видим в скачкообразном изменении интенсивности однотипного (на рассматриваемых месторождениях) процесса минералообразования при эволюции структуры гидротермальных растворов по механизму радикал-ионной полимеризации (^{3, 6}). Если в момент минералообразования между растворами и вмещающими породами происходят химические реакции, то прежний эволюционный механизм нарушается и распределение превращается в унимодальное (частые случаи распределения меди).

Поступило
25 IX 1970

ЦИТИРОВАННАЯ ЛИТЕРАТУРА

- ¹ А. В. Канцель, Изв. АН СССР, сер. геол., № 10 (1966). ² Б. И. Белов, Математические методы геохимических исследований, М., 1966. ³ В. Л. Лось, Применение математических методов в геологии, Алма-Ата, 1968. ⁴ В. Л. Лось, В. Н. Пшеничников, Геология и разведка месторождений твердых полезных ископаемых Казахстана, Алма-Ата, 1968. ⁵ В. Н. Шарипов, С. С. Лапин, Геол. рудн. месторожд., № 1 (1965). ⁶ В. А. Нарсеев, Математические методы в геологии, Алма-Ата, 1968. ⁷ В. Ю. Урбах, Математическая статистика для биологов и медиков, М., 1963. ⁸ В. А. Нарсеев, Г. Б. Левин, В. Л. Лось, Проблемы образования рудных столбов, Тез. докл. симпозиума, Новосибирск, 1969.