Записки Ленинградского ордена Ленина, ордена Октябрьской Революции и ордена Трудового Красного Знамени горного института им. Г. В. Плеханова, т. LXVII, вып. 2, 1974 г.

НЕКОТОРЫЕ КОЛИЧЕСТВЕННЫЕ ЛИТОХИМИЧЕСКИЕ КРИТЕРИИ ПРОГНОЗНОЙ ОЦЕНКИ РУДОНОСНЫХ ПЛОЩАДЕЙ НА РАЗЛИЧНЫХ ЭТАПАХ ИССЛЕДОВАНИЯ

Канд. геол.-мин. наук Е. М. КВЯТКОВСКИЙ,
доктор геол.-мин. наук Г. Ф. НОВИКОВ
(Ленинградский горный ин-т)

При прогнозной оценке рудоносных площадей перед исследователем стоят две задачи — что искать и где искать? Достаточно четкий ответ на это может быть получен при условии использования всей совокупности геологических, геофизических и геохимических данных, причем характер этих данных и их относительная роль зависят от этапа прогнозной оценки. Несколько условно можно выделить три этапа прогнозирования: глобальный, региональный и локальный, относящиеся соответственно к земной коре в целом, отдельным регионам (провинциям) и локальным участкам (районам, рудным полям).

Глобальные критерии. Месторождение полезного ископаемого можно рассматривать как более или менее резко выраженную аномалию повышенных содержаний химических элементов на фоне средних содержаний этих элементов, находящихся в рассеянном состоянии в земной коре. В самом общем виде формирование месторождений можно рассматривать как концентрацию элементов из рассеянного состояния в земной коре под влиянием различного рода процессов эндо- или экзогенного характера. По-видимому, для большинства элементов роль привноса их из мантии на последнем этапе формирования эндогенных месторождений весьма невелика, и процесс перераспределения элементов локализуется в гранитном слое литосферы, в котором кларки элементов достаточно хорошо изучены. Одним из доказательств этого положения является достаточно тесная связь между кларками элементов в литосфере и запасами этих же элементов в месторождениях. На использовании этой связи могут быть построены глобальные критерии прогнозной оценки месторождений в пределах материковой части земной коры.

По данным Мак Кельви [30], Л. Н. Овчинникова [18] и других, между глобальными запасами Q_Σ 36 химических элементов в известных месторождениях и кларком этих элементов $C_к$ в литосфере (рис. 1) имеется корреляционная связь ($r=0{,}8$):

$$Q_\Sigma = 3{,}2 \cdot 10^{16} C_к. \qquad (1)$$

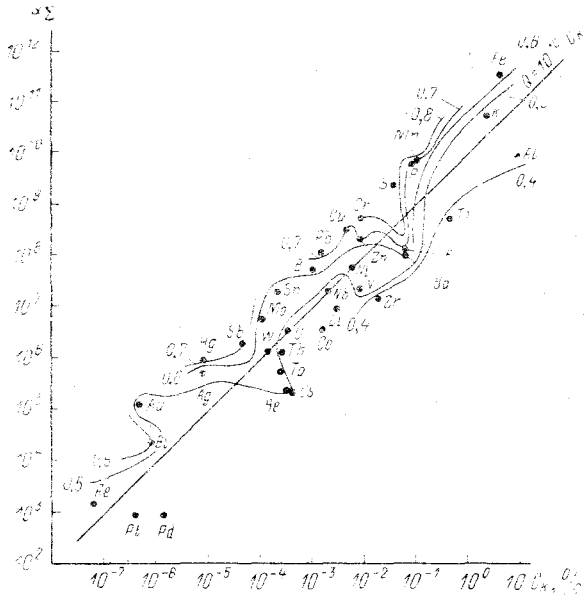


Рис. 1. Поле корреляции между суммарными запасами элементов в известных месторождениях и их кларками в литосфере с изолиниями параметра концентрации элементов в рудах α. См. выражение (9)

По нашим данным, столь же тесная корреляционная связь ($r=0{,}85$) существует и между кларками элементов и их запасами в отдельно взятых месторождениях определенного класса крупности. Так, используя известную эмпирическую классификацию В. И. Красникова [10], удается получить уравнение регрессии вида

$$q_i = 10^n C_к, \qquad (2)$$

где q_i — запасы отдельного месторождения класса i; n равно 9; 8; 7; 6 соответственно для уникальных, крупных, средних и мелких месторождений.

Интересно отметить, что, по данным Л. Н. Овчинникова [16], запасы самых крупных в мире гидротермальных месторождений Au, Sb, Mo, As, Sn, W, Cu, Pb и Zn связаны с кларком этих элементов в гранитоидах аналогичной зависимостью (2) (при $r=0{,}95$), причем показатель степени оказывается равным 9,5, т. е. укладывается в значение n для уникальных месторождений.

Количество месторождений различных классов крупности обратно пропорционально их запасам. Эта зависимость аппроксимируется выражением вида

$$\frac{N_i}{N_{i+1}} = \left(\frac{q_{i+1}}{q_i}\right)^b, \qquad (3)$$

где N — число месторождений; q — запасы отдельного месторождения в классах i и $i+1$. Показатель степени b для известных ныне месторождений различных металлов, запасы которых в соседних классах различаются в 10 раз, изменяется в пределах от 0,3 до 0,83 и в среднем равен 0,6 [10, 22, 24].

По А. П. Соловову [28], при расчете соотношения месторождений разного класса должна учитываться более высокая вероятность пропуска при поисковых работах средних и особенно мелких месторождений по сравнению с крупными. С учетом этого фактора для условий поисков масштаба 1 : 100 000 им получено соотношение между числом крупных, средних и мелких месторождений 1 : 7 : 49 (вместо 1 : 4 : 16 по Д. Н. Сафронову) и значение коэффициента $b=0{,}85$.

Используя рассмотренные выше зависимости между запасами и числом месторождений разных классов, можно записать соотношение

$$Q_i = q_0 10^i N_0 k^{-i} = Q_0 \left(\frac{10}{k}\right)^i, \qquad (4)$$

где Q_i — суммарные запасы элемента в месторождениях i-го класса;

q_0 — запасы в наиболее мелком месторождении в данной выборке;
N_0 — число месторождений «начального» класса ($q_0 N_0 = Q_0$);
k — соотношение числа месторождений соседних классов,

$$k = \frac{N_i}{N_{i-1}}.$$

Рассмотренное выше распределение месторождений по классам крупности аналогично широко используемому в практике экономических и демографических исследований распределению вида

$$dN = \frac{u}{q^a} dq; \qquad N = \int_{q_{\min}}^{q_{\max}} \frac{u}{q^a} dq, \tag{5}$$

получившего название распределения Парето [9].[1] Распределение Парето для запасов месторождений по классам их крупности имеет вид

$$dQ = q dN = \frac{u}{q_{a-1}} dq, \tag{6}$$

где dQ — запасы месторождений в классе dq; u, a — параметры распределения.

Как это следует из выражений (5) и (3), при $\frac{q_{i-1}}{q_i} = 10$, принятом в классификации В. И. Красникова, параметр a для модели Д. Н. Сафронова ($k=4$) равен 1,6; для модели А. П. Соловова ($k=7$) — 1,85.

Практические данные, приведенные в работе Н. Н. Боровко [2] по месторождениям золота, цинка и меди в США, хорошо согласуются с распределением Парето при значениях a, равных 1,4; 1,4; 1,7, соответственно в классах мелких, средних, крупных месторождений.

Однако основной особенностью распределения Парето является монотонное изменение N_i и Q_i на всем интервале $q_{\min}$ — $q_{\max}$. На наш взгляд, распределение суммарных запасов в различных классах крупности месторождений может быть аппроксимировано, по аналогии с распределением самородков золота различной крупности или распределением проб с различными содержаниями элемента в отдельном рудном теле, логарифмически-нормальным законом, о чем в свое время говорил Н. К. Разумовский [21] и к чему склоняется также Л. Н. Овчинников [16]. Это означает, что среди всех классов месторождений данного элемента должен быть такой, в котором сосредоточены максимальные его запасы, и слева от него такой, в котором сосредоточено максимальное число рудопроявлений (рис. 2), причем различие между этими классами тем больше, чем больше дисперсия распределения. При этом предположении распределение суммарных запасов месторождений класса i-й крупности имеет вид

$$Q_i = Q_m e^{-\frac{(\lg q_i - \lg q_m)^2}{2\sigma^2_{\lg}}}, \tag{7}$$

где m — класс месторождений с максимальными суммарными запасами Q_m; $\sigma^2_{\lg}$ — дисперсия логарифмов суммарных запасов месторождений различных классов крупности.

[1] В нашем случае q — запасы отдельных месторождений; dN — число месторождений в классе dq.

Зависимость (7) не противоречит эмпирическим наблюдениям [10, 22], так как последние обычно относятся к интервалу между двумя максимумами на рис. 2.

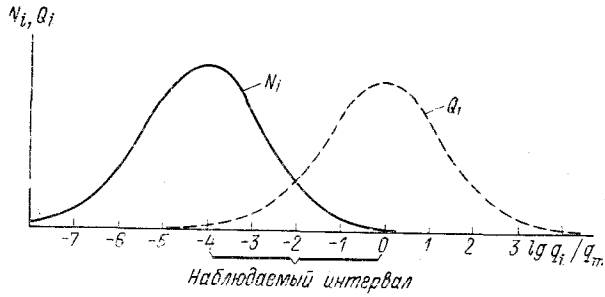


Рис. 2. Распределение числа месторождений N_i в зависимости от их крупности q_i при условии логарифмически-нормального распределения суммарных запасов Q_i месторождений различных классов

Если принять, что класс q_m располагается между крупными и уникальными месторождениями $(q_m = \sqrt{q_к q_у})$ и суммарные запасы месторождений всех классов принять за 100%, то распределение $Q_i = f(q_i \sigma_{lg}, q_m)$ при $q_{i+1}/q_i = 10$ может быть рассчитано с помощью известных интегральных таблиц. Результаты расчета для двух значений σ_{lg} приведены в табл. 1, в которой также указаны значения N_i/N_{i+1}, вычисленные по данным Q_i. При выбранных величинах σ_{lg} соотношение числа крупных, средних и мелких месторождений оказывается близким к тем данным, которые получены Д. Н. Сафроновым (1 : 5,5 : 17 вместо 1 : 4 : 16) и А. П. Солововым (1 : 7,8 : 48 вместо 1 : 7 : 49).

Таблица 1

Распределение относительных запасов и числа месторождений по классам крупности

Класс рудных проявлений	Отношение запасов отдельных месторождений в классах i и m, q_i / q_m	Относительные суммарные запасы Q, %, при параметре распределения σ_{lg}		Относительное число месторождений в соседних классах N_i/N_{i+1} при параметре распределения σ_{lg}	
		0,5	0,8	0,5	0,8
				1,6	—
Минерализованные точки	10^{-6}	0,11	—	2,3	0,5
Рудные точки	10^{-5}	0,49	0,004	2,9	0,63
Рудные индикации	10^{-4}	1,65	0,063	3,7	0.84
Рудопроявления	10^{-3}	4,41	0,75	4,8	1,6
Месторождения					
мелкие	10^{-2}	9,18	4,66	6,1	3,0
средние	10^{-1}	14,99	15,71	7,8	5,6
крупные	1	19,14	28,81	10	10
уникальные	10	19,14	28,81	13	18
суперуникальные	10^2	14,99	15,71	16	34
феноменальные	10^3	9,18	4,66	21	62
	10^4	4,41	0,75	27	120
	10^5	1,65	0,063	34	150
	10^6	0,49	0.004		
		99,96	~ 100		

Оценку глобальных запасов на материках до глубины примерно 1 *км* впервые пытался дать В. И. Красников [10]. По его данным, даже для достаточно хорошо изученных крупных территорий типа Западной

Европы и США в среднем можно ожидать увеличения запасов по сравнению с известными примерно в 40 раз за счет обнаружения легкооткрываемых, трудноокрываемых месторождений и снижения кондиций. Далее, если считать, что изученность остальной территории материков примерно в три раза хуже (о чем свидетельствует, в частности, табл. 2) и что примерно для 30% площади отсутствуют данные о запасах, то глобальные прогнозные запасы будут примерно в 150 раз больше известных.

Таблица 2

Данные по месторождениям с ежегодной добычей на сумму от 10^6 до 10^9 долларов по различным территориям [5]

Территория	Площадь, 10^6 км^2	Число месторождений	Средняя плотность месторождений на 10^6 км^2
Франция	0,55	13	23,6
Северная Африка	0,78	13	16,5
США (без Аляски)	7,7	145	18,8
Весь мир (изученные страны)	70,6	340	6,6

По А. И. Семенову и А. А. Смыслову [26], прогнозные запасы для девяти металлов (Cr, Mg, Fe, Cu, Zn, Pb, Mo, Sb, Hg) в месторождениях до глубины 1 *км* на всей территории материков с учетом включения в класс месторождений объектов с весьма низкими содержаниями в рудах в среднем в 600 раз больше известных.

Потенциальные запасы металлов в земной коре до глубины 5—6 *км* Л. Н. Овчинников [18] оценивает всего в три раза большими известных, считая, что нынешняя глубина поисков и разведки не превышает 1,5—2 *км*. Такая оценка прогнозных запасов, безусловно, занижена минимум в 100 раз, тем более, что речь идет о глубинах до 5—6 *км*.

Если принять коэффициент прироста прогнозных запасов равным 150, то можно получить следующую зависимость между глобальными прогнозными запасами элементов в месторождениях до глубины в 1 *км* и их кларком в литосфере:

$$Q_\Sigma = 4{,}8 \cdot 10^{12} C_к. \qquad (8)$$

Используя соотношение (8), легко подсчитать, что в месторождениях суши ($150 \cdot 10^6$ *км*^{2}) сосредоточено в среднем всего 0,1% запасов элементов, находящихся в рассеянном состоянии в литосфере до глубины в 1 *км*, причем, судя по рис. 1, это соотношение может изменяться от 10^{-2} до 1% для различных элементов.

На основе статистического материала о распределении суммарных запасов крупных, средних и мелких месторождений по формулам (4) и (7) рассчитаны средние количества месторождений различных классов, приходящихся на 10^6 *км*^{2} суши (табл. 3).

Интересно отметить, что полученные цифры в общем неплохо согласуются со статистическими данными, приведенными в обзорной работе Л. Б. Дралюка [5] — общее количество рудных выходов (индикаций), приходящихся на 10^6 *км*^{2}, оценивается М. Алле в среднем для многих районов цифрой 10^4. Иначе говоря, поиски среднего месторождения следует проводить на площади около 10^3 *км*^{2}, крупного — 10^4 *км*^{2}. Естественно, что эти цифры могут быть уменьшены, если рабо-

Таблица 3

Относительные прогнозные запасы и число месторожден различных классов на площади 10^6 км² до глубины 1 км

Класс рудных проявлений	Среднее число проявлений при распределении суммарных запасов по формулам				Относительные запасы Q_i, %, при распределении по формулам			
	(4) для k		(7) для $\sigma_{\lg}$		(4) для k		(7) для $\sigma_{\lg}$	
	4	7	0,8	0,5	4	7	0,8	0,5
Рудные точки	10^4	$4{,}5 \cdot 10^5$	10^3	$1{,}3 \cdot 10^5$	0,03	1,8	0,005	0,52
Рудные индикации	$2 \cdot 10^3$	$6{,}5 \cdot 10^4$	$1{,}6 \cdot 10^3$	$4{,}5 \cdot 10^4$	0,09	2,6	0,065	1,78
Рудопроявления	$6 \cdot 10^2$	$9 \cdot 10^3$	$2 \cdot 10^3$	$1{,}3 \cdot 10^4$	0,21	3,6	0,73	4,7
Месторождения								
мелкие	$1{,}5 \cdot 10^2$	$1{,}3 \cdot 10^3$	$1{,}3 \cdot 10^3$	$2{,}7 \cdot 10^3$	0,52	5,2	4,8	9,9
средние	45	$1{,}9 \cdot 10^2$	$4{,}3 \cdot 10^2$	$4{,}3 \cdot 10^2$	1,3	7,6	15,8	16,1
крупные	9,0	27,0	77,0	51,0	3,55	10,6	29,0	20,5
уникальные	2,5	4,0	7,7	5,5	9,5	15,4	29,0	20,5
суперуникальные	0,6	0,5	0,4	0,4	23,8	22,0	15,8	16,1
феноменальные	0,16	0,08	0,01	0,03	61,0	31,2	4,8	9,9
Σ	$1{,}28 \cdot 10^4$	$52{,}5 \cdot 10^4$	$0{,}64 \cdot 10^4$	$19{,}1 \cdot 10^4$	100	100	100	100

ты проводятся в пределах более перспективных площадей, и увеличены, если речь идет о менее перспективном по геологическому строению регионе. Тем более это замечание справедливо для мелких месторождений и рудопроявлений.

Как известно, запасы месторождения зависят от принятого при подсчете бортового содержания элемента в рудах. Снижение бортового содержания приводит к увеличению запасов, так как балансовые запасы всегда будут меньше общих (геохимических) запасов. Однако если под общими геохимическими запасами понимать такие, которые заключены в контуре аномальных содержаний $C_{ан} = C_ф \varepsilon_ф^n$, то соотношение балансовых и общих (геохимических) запасов для данного генетического типа месторождений, характеризующихся, как правило, логнормальным распределением содержаний элемента в рудах, не будет зависеть от класса крупности месторождений, коль скоро такие параметры, как $\widetilde{C}$ и $\sigma_{\lg}$ сохраняются постоянными.

По мнению А. П. Соловова [29], доля балансовых запасов в общих (геохимических) уменьшается в сторону более мелких месторождений: в крупных, средних и мелких месторождениях доля балансовых запасов от общих соответственно составляет 0,9; 0,7; 0,5, причем строгого обоснования указанных цифр в статье не приводится.

Сопоставляя средние содержания элементов в рудах с кларками этих же элементов в литосфере, можно получить представление о некоторых особенностях поведения различных элементов в процессе формирования месторождений. Эмпирическое среднее содержание элемента в промышленных рудах $\overline{C}_р$ [10, 11, 14, 15] относительно границ общего возможного размаха содержаний от $C_к$ до 100% можно охарактеризовать [7] выражением

$$\overline{C}_р = 100^{\alpha} C_к^{1-\alpha}, \qquad (9)$$

где α — параметр концентрации.

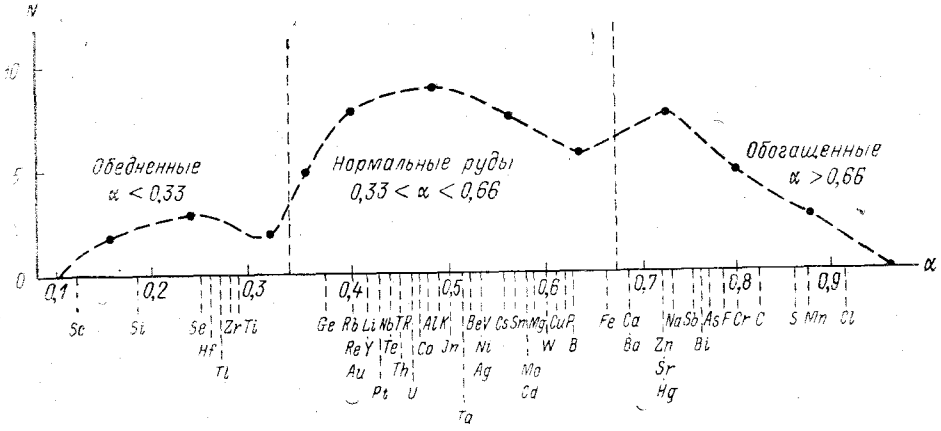


Рис. 3. Гистограмма распределения элементов по величине параметра концентрации α

Из рис. 3 следует, что для большинства элементов α составляет около 0,5 при колебаниях в интервале $0{,}66 \geqslant \alpha \geqslant 0{,}33$. Для этих элементов характерны нормальные руды со средними содержаниями

$$\overline{C}_{\text{р}} = C_{\text{к}} \left(\frac{100}{C_{\text{к}}} \right)^{0,5} = 10 \sqrt{C_{\text{к}}}. \qquad (10)$$

Достаточно четко выделяется группа элементов с $\alpha \leqslant 0{,}33$ и вторая группа с $\alpha \geqslant 0{,}66$, для которых соответственно характерны обедненные и обогащенные руды. Ведущая роль природных, а не экономических факторов в распределении элементов между указанными тремя типами руд следует из группирования элементов по этим типам.

Элементы, образующие сбогащенные руды, как это следует из рис. 1, характеризуются относительно бо́льшими глобальными запасами в каждом из месторождений определенного класса крупности. Нарушают эту закономерность, в первую очередь, Ba, F, Zr, Be, Cs, запасы которых в известных месторождениях значительно ниже ожидаемых, и Au, запасы которого выше прогнозных (см. рис. 1). Для первых элементов это отклонение может быть обусловлено наличием не учтенных пока генетических типов месторождений, по золоту — в какой-то мере экономическими факторами.

Интерес представляет тенденция изменения запасов балансовых руд в зависимости от бортового содержания $C_{\text{б}}$. Анализ проведен в предположении логарифмически-нормального закона распределения содержания элемента в рудах [8, 16].[1]

Как видно из рис. 4, снижение $C_{\text{б}}$ относительно среднегеометрического содержания $\widetilde{C}$ мало изменяет балансовые запасы и среднее содержание $\overline{C}$. При $C_{\text{б}} > \widetilde{C}$ характер изменения доли балансовых запасов зависит от параметра распределения ε.

Если значения $\widetilde{C}$ и ε устойчивы для генетически однотипных месторождений разной крупности, то при заданном бортовом содержании $C_{\text{б}}$ доля балансовых запасов также не будет зависеть от масштаба место-

[1] По нашим данным, это отчетливо наблюдается на месторождениях Au, Sn, Pb.

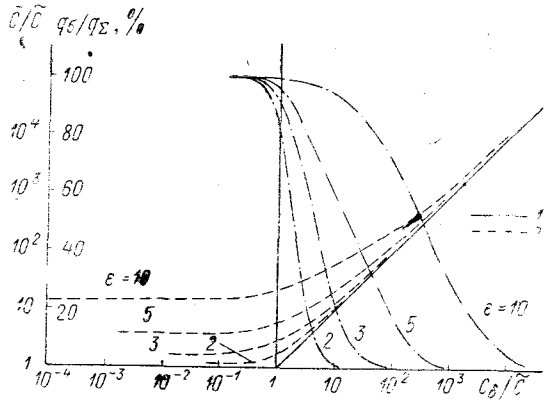


Рис. 4. Относительные балансовые запасы $q_б/q_\Sigma$ (1) и средние содержания элемента $C/\bar{C}$ (2) в рудах

рождения и, кроме того, нельзя рассчитывать на обнаружение все более и более крупных месторождений данного генетического типа за счет все большего снижения среднего и бортового содержания элемента в рудах.

В глобальном масштабе некоторая оценка вероятности существования в верхней части литосферы преимущественно эндо- или экзогенных месторождений различных элементов может быть получена при сопоставлении кларков элементов в изверженных (кристаллических) и осадочных породах литосферы. В первом приближении можно считать, что формирование осадочного чехла литосферы идет за счет эрозии кристаллического фундамента, привноса вулканогенного материала и выноса растворенных солей в гидросферу. Упрощенное решение уравнения материального баланса на фиксированный момент времени t позволяет получить параметр D [20], характеризующий тенденцию накопления элемента в осадочных породах:

$$D = \frac{C_{к.п} - pC_{о.п}}{C_{к.п}} = \frac{(M_{о.м} - M_г) - (M_{к.м} - M_{в.п})}{M_{к.п}}, \qquad (11)$$

где $C_{к.п}$ и $C_{о.п}$ — соответственно кларки элементов в эродированных кристаллических (к.п) и осадочных (о.п) породах; M — суммарное количество элемента, сосредоточенное соответственно в месторождениях осадочной толщи (о.м), гидросфере (г), вулканогенном материале (в.п) и эродированных породах (к.п) и месторождениях кристаллического (к.м) фундамента; p — отношение массы осадочных пород к массе исходных кристаллических пород (в наших расчетах $p=1$),

$$p = \frac{p_{о.п}}{p_{к.п}}.$$

Получено следующее распределение элементов в изверженных и осадочных породах по параметру D с учетом данных В. И. Попова [20]: [1]

D, %	
+100÷+50	Ta, Ga, **Na**, In, Sc, Nb, **Ge**
+50 ÷+20	**Ti**, **P**, Co, **Sr**, Y, Ba, TR, **V**
+20 ÷+10	**Si**, **Mg**, **Al**, **Cu**, **Mn**, **K**
+10 ÷—10	Th, Ag, Hf, Zr, O, **Fe**, Tl, Ni, Zn
—10 ÷—20	Cr, Rb, W
—20 ÷—50	F, Pb, **U**, **Ca**, Cd, Cs
—50 ÷—100	Be, Mo, **Li**, La

[1] Полужирным шрифтом выделены элементы, для которых наиболее характерны осадочные месторождения [20].

—100÷—200	Sn
—200÷—500	Hg, J, Sb, As
—500÷—1000	S, Se, B, Cl
—1000	Br, C

В группу с параметром $D>0$ попали главным образом элементы, для которых характерны в основном осадочные месторождения. Сюда же попали и многие редкие элементы (Ta, Ga, In, Co, TR и др.), что, возможно, объясняется в ряде случаев ошибками в определении кларков. Целесообразно параллельно с работами по уточнению кларков обратить внимание на поиски месторождений этих элементов в осадочных формациях. Особый интерес представляют с этих позиций кобальт, индий, тантал, ниобий, барий, редкие земли.

В группу с параметром $D<0$ попадают в основном элементы, для которых характерны эндогенные, в том числе вулканогенно-осадочные месторождения. Обогащение этими элементами осадочных пород идет за счет привноса их с вулканическими эманациями, что особенно характерно для элементов с $D<-200$ (Hg, J, S и др.). Метод сопоставления кларков элементов в породах осадочного чехла и кристаллического фундамента, широко примененный В. И. Поповым [20], следует использовать для оценки глобальных запасов элементов в осадочных месторождениях с большой осторожностью, так как доля отщепляющегося в месторождения вещества в среднем составляет 0,1%.

Региональные критерии основаны на использовании закономерностей дифференциации химических элементов в процессе формирования различных типов горных пород, с завершающими этапами которой связано образование месторождений полезных ископаемых. В региональном плане потенциальная рудоносность того или иного интрузивного комплекса оценивается по повышенному кларку концентрации элемента и более неравномерному его распределению в массивах в целом, в отдельных его фазах или частях, вплоть до мономинеральных фракций. Достаточно четкая геохимическая специализация рудоносных массивов, как правило, отмечается для элементов, высокотемпературные месторождения которых располагаются либо в самих массивах, либо в приконтактовых зонах массивов. К числу таких элементов относятся никель, хром, титан, платина (медь, кобальт), связанные с основными—ультраосновными массивами [19], олово, титан, ниобий, бериллий (молибден, вольфрам), связанные с кислыми гранитоидами [4]. Содержание указанных элементов в потенциально рудоносных массивах превышает нормальные значения для пород данной кислотности [3], как правило, в 1,5—2 раза и выше. Что касается элементов, характерных для средне- и низкотемпературных месторождений, располагающихся, как правило, на значительном удалении от материнских интрузивных массивов, то для них, по-видимому, также характерна геохимическая специализация интрузий, однако значительно менее четкая. Коэффициент концентрации таких элементов, видимо, не превышает первых десятков процентов.

Высокий кларк концентрации и дисперсия элемента характеризуют также потенциальную рудоносность осадочных толщ.

В пределах геохимических (металлогенических) провинций, как правило, наблюдается определенная зональность, проявляющаяся в изменении соотношения средних содержаний (продуктивностей) различных элементов в зонах повышенной минерализации с удалением от источников рудного вещества.

Выявление площадной (горизонтальной) зональности, отражающей в какой-то мере уровень эрозионного среза различных участков региона,

или удаленности от береговой линии — одна из основных задач при региональных геохимических исследованиях. Наиболее уверенно площадная зональность может быть установлена по данным площадных геохимических и шлиховых съемок по потокам рассеяния в масштабе 1 : 200 000 (1 : 50 000) на значительных территориях. В качестве основного параметра при выявлении зональности можно использовать так называемый показатель зональности

$$\nu = \frac{\Pi C_i}{\Pi C_j}, \tag{12}$$

где ΠC — произведение средних содержаний элементов-индикаторов низкотемпературных (C_i) и высокотемпературных (C_j) месторождений, характерных для данного региона.

Средние содержания C определяются по потокам рассеяния I—III порядков. В значения C вводятся поправки за счет различной миграционной способности элементов в экзогенных условиях. Карты ν в сочетании со структурно-геологическими картами, составленными с использованием геофизических данных, позволяют оценить вероятный уровень среза различных участков изучаемой территории, выявить блоковое строение и наметить направление дальнейших поисковых работ.

Поисковые литохимические съемки масштаба 1 : 200 000 ÷ 1 : 50 000 по вторичным ореолам и потокам рассеяния в интенсивно денудируемых районах с одноярусным строением могут использоваться для прогнозной оценки территории с точки зрения вероятности обнаружения в ее пределах месторождений различного типа и масштаба, выходящих на уровень эрозионного среза.

Естественно, что более надежные результаты оценки площадной продуктивности рудопроявлений на уровне эрозионного среза могут быть получены по данным литохимических съемок по вторичным ореолам рассеяния, а не по потокам рассеяния. В работе А. П. Соловова и др. [29] показано, что суммарная площадная продуктивность ореолов рассеяния, вычисленная по известным формулам для достаточно большой площади съемки, сохраняется постоянной независимо от масштаба съемки.

Минимальная площадь исследования S_Σ, для которой при данной плотности отбора проб ΔS может быть определена с заданной надежностью суммарная площадная продуктивность P_Σ, зависит от числа аномальных проб N_a и коэффициента аномальности η:

$$S_\Sigma = \frac{N_a}{\eta} \Delta S. \tag{13}$$

Зная P_Σ и поправочный множитель ξ, учитывающий на исследуемой территории особенности формирования вторичных ореолов рассеяния при разрушении рудных тел в коренных породах, можно, исходя из предположения о случайном положении уровня эрозионного среза и сохранении аналогичного характера оруденения до глубины H, подсчитать прогнозные глобальные запасы до этой глубины по известной формуле

$$Q_{\text{прогн}} = \xi \frac{P_\Sigma H}{40}, \quad m. \tag{14}$$

Далее, используя $Q_{\text{прогн}}$, можно весьма ориентировочно оценить вероятное количество выходящих на уровень эрозионного среза крупных месторождений, если известно (исходя из общих закономерностей, рас-

смотренных выше, или конкретных статистических сведений для данного, или аналогичного региона) соотношение числа и запасов месторождений различных классов.

Достоверность прогнозной оценки целиком определяется надежностью выбора числовых значений основных параметров, используемых при расчетах, в зависимости от геологического строения изучаемой территории и генетического типа ожидаемых месторождений. При этом чем меньше площадь исследования, тем больше могут отличаться значения параметров от глобальных средних. По данным Н. Н. Боровко [2], на территории западных штатов США при среднем соотношении числа месторождений в соседних классах $k=5$ наблюдаются весьма существенные отклонения от средней цифры на различных участках. В окрестностях крупнейших месторождений золота, цинка и меди значения параметра $k=\frac{N_i}{N_{i+1}}$ уменьшаются в 1,5—2 раза по сравнению со средними цифрами, что свидетельствует об относительной концентрации крупных месторождений вблизи друг друга и преобладании более «распыленной» минерализации вдали от крупных месторождений.

Локальные критерии основаны на использовании закономерностей распределения элементов в пределах отдельных рудных тел и месторождений, их первичных и вторичных ореолов рассеяния. Прогнозные запасы вскрытых эрозией рудных тел (месторождений) могут оцениваться по площадной продуктивности вторичных ореолов рассеяния. Надежность такой оценки достаточно высока в районах с ландшафтно-геохимической обстановкой, благоприятной для формирования остаточных открытых ореолов рассеяния. Для многих металлов в этих условиях коэффициент разубоживания—обогащения вторичных ореолов рассеяния близок к единице или не выходит за пределы интервала 0,5—2. В работах А. П. Соловова [27], И. Н. Крицук [12, 13] и других авторов рассматриваются многочисленные примеры прогнозной оценки рудопроявлений свинца, олова, молибдена, меди по их вторичным ореолам рассеяния в условиях Центрального Казахстана, Юго-Восточного Забайкалья, Южного Урала и других районов.

Значительно менее надежные данные могут быть получены по вторичным солевым наложенным ореолам рассеяния, коэффициент разубоживания—обогащения которых может изменяться в весьма широких пределах. Более того, для ряда элементов (U, Mo, Cu и др.) в специфической обстановке могут формироваться вторичные аккумулятивные геохимические аномалии, весьма сходные по многим признакам с вторичными солевыми ореолами рассеяния, что может приводить к грубым ошибкам при прогнозной оценке.

Сопоставление разведанных запасов Q_0 с расчетными Q_1 по ряду месторождений свинца Восточного Забайкалья показывает, что отношение Q_0/Q_1 может быть аппроксимировано логарифмически-нормальным законом с параметрами $\frac{Q_0}{Q_1}=0{,}4$ и $\varepsilon=2{,}5$. Систематическое завышение расчетных запасов по сравнению с разведанными объясняется прежде всего тем, что в первом случае определяются суммарные геохимические запасы свинца в рудных телах и их первичных ореолах, тогда как во втором случае речь идет только о запасах в рудных телах. В какой-то мере это объясняется также тем, что в условиях Восточного Забайкалья достаточно широко развиты шлейфообразные ореолы, продуктивность которых в 1,5—2 раза больше продуктивности нормальных остаточных ореолов свинца, для которых значение коэффициента разу-

боживания—обогащения в среднем равно единице. Стандартный множитель $\varepsilon=2{,}5$, определяющий величину случайного отклонения расчетных от истинных запасов, следует признать вполне приемлемым для такого рода прогнозных оценок. Рассчитывать на бо́льшую точность трудно, поскольку речь идет о подсчете запасов по одному сечению на уровне эрозионного среза. Следует отметить, что четкой зависимости отношения Q_0/Q_1 от запасов Q_0 не наблюдается, что в какой-то мере свидетельствует об одинаковой в среднем доле запасов в первичном ореоле для генетически однотипных, хотя и весьма различных по масштабам полиметаллических месторождений Восточного Забайкалья.

Наиболее резкие отклонения расчетных запасов Q_1 от разведанных Q_0 в сторону их завышения или занижения могут быть обусловлены соответственно высоким или низким уровнем эрозионного среза, положение которого может быть установлено при условии достаточно четко проявленной вертикальной зональности рудных тел и месторождений. Количественным выражением зональности практически принято считать изменение отношения продуктивностей (средних содержаний) отдельных элементов или их групп вдоль какой-либо оси рудного тела. Для прогнозной оценки запасов наибольший интерес представляет изучение и использование вертикальной зональности рудных тел и их первичных ореолов:

$$\nu_n = \frac{\prod_1^n M_i}{\prod_1^n M_j} = f(z), \qquad (15)$$

где ν_n — показатель зональности; $\prod_1^n M_i$ и $\prod_1^n M_j$ — произведения линейных продуктивностей n элементов, характерных соответственно для верхних (надрудных) и нижних (подрудных) горизонтов рудных тел, z — расстояние от центра рудного тела.

Вследствие сложности процесса формирования рудных тел и их первичных ореолов, влияния на миграционную способность элементов многих факторов, трудно поддающихся учету, количественное выражение зависимости (15) не остается постоянным даже в пределах одного рудного тела для различных вертикальных его сечений, не говоря уже о различных рудных телах и, тем более, различных месторождениях. Однако если рассматривать показатель зональности как статистически вероятностную величину, то, по данным Л. Н. Овчинникова и С. В. Григоряна [17], в результате обработки на ЭВМ получен следующий обобщенный ряд зональности гидротермальных месторождений:

Ba	Sb	As_1	Hg	Cu_1	Ag	Sn_1	Pb	Cd	Zn
93	100	87	100	100	80	75	84	66	67

100

Au	Cu_2	Bi	Ni	Co	Mo	U	Sn_2	As_2	Be	W
84	86	72	50	55	48	100	66	100	60	72

100

Цифры под символами элемента указывают вероятность (в процентах) встречи данного элемента (или группы элементов) именно в этом месте ряда. Двойственное положение элементов (Sn, Cu, As) в ряду

зональности объясняется различными минеральными формами нахождения их в рудах в первичных ореолах. Устойчивость (монотонность) и контрастность ($\partial\nu/\partial z$) зональности определяется прежде всего сложностью процесса рудообразования во времени и пространстве. Однако в подавляющем большинстве случаев пульсационный характер процесса рудообразования не приводит к резкому нарушению единого ряда зональности. Это свидетельствует, по-видимому, о том, что существенного временного разрыва в проявлении отдельных стадий не существует и что смена выделяемых стадий является больше результатом пространственной, нежели временной дифференциации единого рудообразующего раствора, поступающего непрерывно. Многочисленные тектонические подвижки приводят к изменению пространственного расположения различных по значимости геохимических барьеров, на которых происходит отложение компонентов из рудообразующего раствора. Устойчивая (монотонная) зональность месторождения (рудного тела) формируется при условии относительно постоянного положения в пространстве геохимического барьера первого порядка. Наличие барьеров более высоких порядков приводит к формированию локальных участков, внутри которых будет проявляться зональность отложения на фоне общей зональности. Чем выше порядок геохимического барьера, тем менее устойчиво его положение в пространстве и во времени, что и позволяет выделять все больше и больше «стадий минерализации» при переходе к все более детальным исследованиям. Схематически характер изменения показателя зональности ν с глубиной изображен на рис. 5. При слабоконтрастной геохимической зональности I порядка (рис. 5, *а*) отличить надрудный интервал рудной зоны от подрудного по значению ν в одном сечении практически невозможно. При контрастной зональности I порядка (рис. 5, *б*) значения ν в надрудном и подрудном интервале не перекрываются, что позволяет использовать параметр зональности для оценки уровня эрозионного среза.

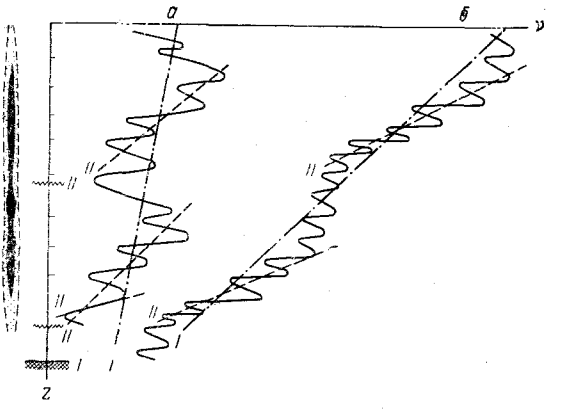


Рис. 5. Характер изменения показателя зональности ν с глубиной: *а* — малоконтрастный; *б* — контрастный

I, *II* — геохимические барьеры различного порядка и соответствующая им зональность

В подавляющем большинстве случаев геохимическая зональность I порядка (рудных тел или зон в целом) по любым парам элементов относится к типу слабоконтрастной, что делает по существу практически невозможным решить задачу оценки уровня эрозионного среза по отношению двух элементов в одном сечении. Выход из положения заключается в использовании осредненных данных по нескольким сечениям (переход к отношению площадных продуктивностей) и по как можно более широкому кругу элементов. Осреднение данных по многим элементам можно проводить как на начальном, так и на конечном этапе обработки, используя для оценки уровня сечения показатели зональности при различных значениях n [см. выражение (15)].

При удачном сочетании элементов в числителе и знаменателе можно рассчитывать на существенное повышение контрастности зональности при одновременном снижении уровня флюктуаций, обусловленных случайными помехами, к числу которых относится влияние геохимических барьеров высоких порядков, ошибки анализа, отбора и обработки проб.

Представляется, что именно такой путь может быть наиболее эффективным, хотя ни теоретически, ни экспериментально этот вопрос пока не рассмотрен. Следует отметить, однако, что чем более сложный по числу элементов n показатель зональности используется, тем труднее рассчитывать на его универсальность при изучении месторождений различных генетических и промышленных типов. Далее, чем более «подвижные» элементы, расположенные в левой части ряда зональности, используются для оценки уровня эрозионного среза, тем на большую глубинность можно рассчитывать. С этой точки зрения в последнее время все более широкое внимание привлекают галлоиды (J, F), которые часто образуют «оторванные» первичные ореолы [1, 25].

Путь этот весьма заманчив, однако чреват опасностями грубых ошибок, так как геохимические аномалии галлоидов могут быть и не связанными с глубокозалегающими рудными месторождениями.

В качестве иллюстрации рассмотрим методику количественной оценки уровня эрозионного среза оловорудных зон Дальнего Востока. Эти зоны принадлежат к турмалиновому типу касситерит-силикатно-сульфидной формации и приурочены к меридиональным крутопадающим тектоническим нарушениям среди осадочно-эффузивных пород юрского и мелового возраста. Оруденение связано с верхнемеловым магматизмом и носит многостадийный характер. Выделяется три стадии минерализации: кварц-турмалиновая, кварц-касситеритовая и кварц-сульфидно-карбонатная. Для каждой стадии минерализации характерна своя ассоциация элементов, однако элементы разных стадий укладываются в общий ряд зональности отложения, что свидетельствует об едином, достаточно однотипном и устойчивом процессе формирования рудных зон.

В качестве эталонного разреза для установления зональности был выбран разведочный профиль в средней части зоны A. Для установления зональности нами выбраны 12 соотношений продуктивности элементов в соответствии с выражением (15). В основу выбора положено, во-первых, разделение элементов на две группы, характерные для верхних (Sb, Ag, Pb, Bi) и нижних (Cu, Co, W, Sn) горизонтов рудной зоны, и, во-вторых, величина коэффициента корреляции $r_{\nu z}$. Из 16 и 36 возможных $\nu\left(\frac{1}{1}\right)$ и $\nu\left(\frac{2}{2}\right)$ было отобрано по пять с максимальными величинами $r_{\nu z}$. Получены следующие значения $r_{\nu z}$ для четырех видов показателей зональности ν_n:

Вид ν_n	$\frac{Sb}{Sn}$	$\frac{Sb}{Co}$	$\frac{Ag}{Co}$	$\frac{Bi}{W}$	$\frac{Bi}{Sn}$	$\frac{Sb\cdot Ag}{W\cdot Sn}$	$\frac{Sb\cdot Bi}{W\cdot Sn}$	$\frac{Sb\cdot Bi}{Co\cdot Cu}$	$\frac{Ag\cdot Bi}{Co\cdot W}$	$\frac{Pb\cdot Bi}{Co\cdot W}$	$\frac{Sb\cdot Ag\cdot Bi}{Co\cdot W\cdot Sn}$	$\frac{Sb\cdot Ag\cdot Pb\cdot Bi}{Cu\cdot Co\cdot W\cdot Sn}$
$r_{\nu z}$	0,78	0,5	0,8	0,79	0,59	0,77	0,74	0,95	0,96	0,86	0,80	0,92

Следует отметить, что для показателя зональности ν_1 значения r во всех случаях оказались меньше критических (при $N=5$ значение $r_{кр} \geqslant 0{,}8$ с надежностью 0,05), что свидетельствует о неустойчивости этого показателя.

На рис. 6 приведены линии регрессии $\nu = f(z)$ для всех 12 показа-

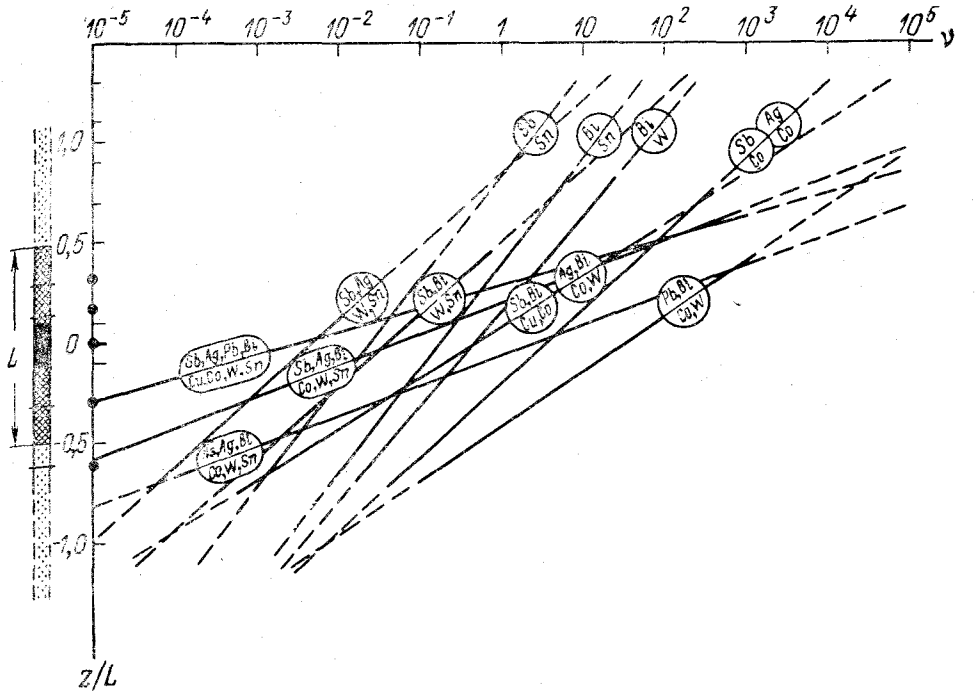


Рис. 6. Графики зависимости $\nu\,(z/L)$, используемые как эталонные при определении уровня сечения рудных зон

телей зональности. В пределах рудного интервала зоны сохраняется линейная зависимость вида

$$\lg \nu = az + b, \qquad (16)$$

которая в первом приближении может быть экстраполирована в область надрудного и подрудного первичного ореола до уровней сечения $\pm L$.

На рис. 7 приведены результаты оценки уровней сечения рудных зон *А*, *Б*, *В*, *Г*. На горизонтальной оси отложены отметки сечения зон по глубине H, по вертикальной — средние арифметические значения z/L, снятые с графиков рис. 6 для соответствующих ν. По отклонению значений z/L от прямой линии $\frac{Z}{L} = f(H)$ можно судить об устойчивости зональности рудных тел и ошибке в оценке уровня среза по отдельному сечению. Средняя квадратическая ошибка оценки уровня среза по единичному сечению оказалась равной 0,08. Ошибка в оценке среднего значения z/L по единичному значению параметра зональности соответственно для ν_1, ν_2 и ν_3 равна 0,34; 0,24 и 0,08. Откуда следует, что надежность отличия надрудного интервала от подрудного по одному показателю зональности второй, и тем более первой степени, невысока. Различный наклон прямых $\frac{z}{L} = f(H)$ свидетельствует о бо́льших или меньших относительных размерах рудных тел по сравнению с эталонным. Так, зона *Б* имеет относительно бо́льшую протяженность по падению, а зона *В* — меньшую, нежели зона *А* на эталонном профиле *а*.

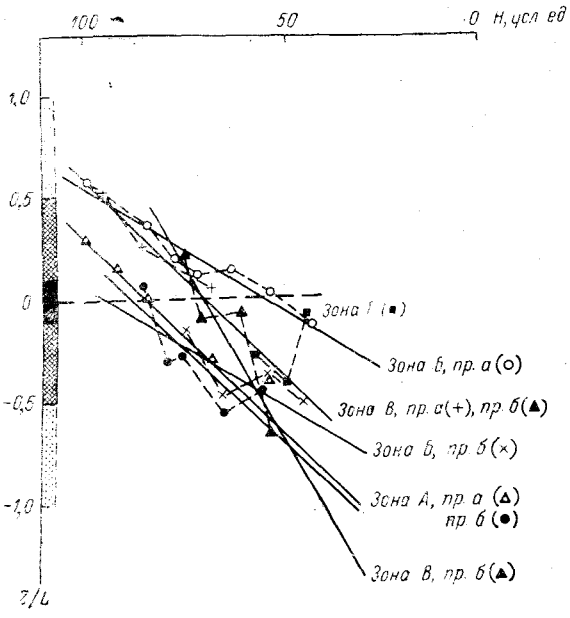


Рис. 7. Оценка уровней сечений рудных зон в метрике эталонного профиля зоны *А*

На профиле *а* зона *Б* вскрыта в верхней части, а на профиле *б* — в нижней части ее, что полностью согласуется с данными разведки.

Естественно, что определение уровня сечения рудной зоны еще недостаточно для оценки прогнозных запасов на глубине: по показателям зональности бедные и богатые, крупные и мелкие рудные зоны могут практически не отличаться друг от друга. Единственным критерием здесь может служить продуктивность зоны M_z на уровне сечения как по основному элементу, так и по совокупности элементов (ΠM_i). Если оруденение достаточно выдержанное по падению и простиранию зон, то изменение продуктивности сечений по оси z может быть аппроксимировано зависимостью вида

$$M_0 = M_z f\left(\frac{z}{L}\right), \qquad (17)$$

где M_0 — продуктивность центрального сечения рудной зоны.

Более надежные данные о значении M_0 получаются при использовании нескольких сечений на одном или разных уровнях или площадной продуктивности зоны на одном уровне среза. Надежность оценки во многом зависит от правильного выбора аппроксимирующей функции (17) для эталонного объекта и подобия всех остальных объектов эталонному. Наличие на каком-либо участке рудного поля вскрытых эрозией подрудных ореолов еще не свидетельствует о том, что на более глубоких горизонтах не могут быть обнаружены новые рудные тела. В какой-то мере этот вопрос может быть разрешен с учетом зональности рудного поля в целом.

Следует отметить, что в пределах месторождений и рудных полей для рудных тел сохраняется та же зависимость, что и отмеченная выше для месторождений в глобальном плане — основные запасы сосредоточены в небольшом числе крупных рудных тел, с уменьшением размеров рудных тел растет их число и соответственно падают суммарные запасы. Так, по данным Б. Б. Евангулова и др. [6], в выборке из 258 промышленных рудных тел 75% всех запасов олова сосредоточены в 20% рудных тел.

Наши рассуждения и выводы о критериях прогнозной оценки месторождений полезных ископаемых основаны на статистических данных, отражающих нынешний уровень геологической изученности. Однако в ряде случаев статистический метод не дает надежных решений, особенно в области крайних членов выборки. В частности, до конца

не решенными остаются вопросы распределения месторождений по классам крупности, глобальных запасов месторождений в зависимости от средних содержаний элемента в рудах, правомерности интерполяции зональности месторождений в область подрудных интервалов и т. д. Все эти вопросы найдут более обоснованное решение при сочетании статистического материала с различного рода термодинамическими расчетами, коль скоро процесс формирования месторождений можно рассматривать как концентрацию элементов из рассеянного состояния с затратами определенной энергии. Первые шаги в этом направлении уже сделаны [7, 23]. Однако впереди предстоит большая работа по созданию геохимической термодинамики.

ЛИТЕРАТУРА

1. Барсуков В. Л., Волосов А. Г. Новые пути в разработке геохимических методов прогноза оруденения на глубину (на примере оловорудных месторождений). Геол. рудн. м-ний, 1968, т. 10, № 6.
2. Боровко Н. Н. Статистический анализ пространственных геологических закономерностей. Л., «Недра», 1971.
3. Виноградов А. П. Средние содержания химических элементов в главных типах изверженных горных пород земной коры. Геохимия, 1962, № 7.
4. Геохимические критерии потенциальной рудоносности гранитоидов. Сб. докладов изд. Ин-та геохимии СО АН СССР, Иркутск, 1970.
5. Дралюк Л. Б. Математическая статистика в геологоразведочном деле. — В сб.: Методика и техника разведки, № 44, Л., изд. ВИТР, 1964.
6. Евангулов Б. Б., Арский Ю. М., Лир Ю. В. Закономерности концентрации промышленных запасов в оловорудных районах, месторождениях и рудных телах. Зап. ЛГИ, т. 52, вып. 2, 1967.
7. Капков Ю. Н., Квятковский Е. М. Использование представлений об энергии рудообразований для целей геохимического картирования. — В сб.: Геохим. методы при поисках и разведке рудн. м-ний, вып. 4. М., изд. ИМГРЭ, 1971.
8. Карлье Э. Методика количественной оценки месторождений урана. М., Атомиздат, 1966.
9. Кендалл М. Дж., Стюарт А. Теория распределений. М., «Наука», 1966.
10. Красников В. И. Рациональные поиски рудных месторождений. М., Госгеолтехиздат, 1959.
11. Красулин В. С. Справочник техника-геолога. М., «Недра», 1967.
12. Крицук И. Н. О расчетах коэффициентов корреляции и делювиальных ореолов рассеяния свинца. Изв. вузов, Геолог. и разв., 1963, № 2.
13. Крицук И. Н., Квятковский Е. М. Количественная интерпретация вторичных ореолов рассеяния. Зап. ЛГИ, т. 49, вып. 2, 1963.
14. Магакьян И. Г. Рудные месторождения. Ереван, изд. АН АрмССР, 1961.
15. Минеральные ресурсы капиталистических стран. Обзор под ред. Н. А. Быховера. Ч. 1, М., Госгеолтехиздат, 1963, ч. 2, М., «Недра», 1964.
16. Овчинников Л. Н. Плутоногенные гидротермальные месторождения. — В кн.: Генезис эндогенных рудных месторождений. М., «Недра», 1968.
17. Овчинников Л. Н., Григорян С. В. Закономерности состава и строения первичных геохимических ореолов сульфидных месторождений. — В сб.: Научн. основы геохим. методов поисков глубокозалегающих рудн. м-ний. Иркутск, изд. Ин-та геохимии СО АН СССР, 1970.
18. Овчинников Л. Н. Прогнозная оценка мировых запасов металлов в месторождениях суши. ДАН СССР, т. 196, № 3, 1971.
19. Полферов Д. В., Суслова С. И., Шварцман С. А. Геохимические критерии рудоносности основных—ультраосновных массивов. (Методические рекомендации.) Л., Изд. ВИТР, 1968.
20. Попов В. И. Использование кларков для оценки баланса химических элементов и вероятности нахождения осадочных месторождений. — В сб.: Геохимия, петрография и минералогия осадочных образований. М., Изд-во АН СССР, 1963.
21. Разумовский Н. К. Логарифмически-нормальный закон распределения вещества и его свойства. Зап. ЛГИ, т. 20, 1948.
22. Сафронов Д. Н. Пример распределения рудных запасов в полиметаллических месторождениях. Зап. ЛГИ, т. 50, вып. 2, 1966.
23. Сафронов Н. И. Основные термодинамические закономерности при изучении энергии рудообразования. Зап. ЛГИ, т. 50, вып. 2, 1966.

24. Сафронов Н. И., Сафронов Д. Н. О вероятных закономерностях распределения запасов металлов в земной коре. — В сб.: Методика и техника разведки, № 44, Л., изд. ВИТР, 1964.
25. Сафронов Н. И., Лапп М. А., Мещеряков С. С. Научные основы поисков глубокозалегающих месторождений. — В сб.: Научн. основы геохим. методов поисков глубокозалегающих рудн. м-ний. Иркутск, изд. Ин-та геохимии СО АН СССР, 1970.
26. Семенов А. И., Смыслов А. А. Геохимические критерии связи промышленного оруденения с горными породами и проблема источников оруденения. Зап. Всесоюзн. минерал. об-ва, ч. 96, вып. 5, 1967.
27. Соловов А. П. Оценка рудопроявлений по их вторичным ореолам рассеяния. Алма-Ата, Изв. АН КазССР, сер. геол., 1965, № 3.
28. Соловов А. П. Поисковые сети и резервы оруденения в полузакрытых районах. — В сб.: Глубинные поиски рудных месторождений, вып. 2, М., изд. ВИМС, 1968.
29. Соловов А. П., Досанова Б. А., Кошелева И. А. Анализ результатов поисковых литохимических съемок при прогнозно-металлогенических исследованиях. Вестник МГУ, 1970, № 4.
30. Kelvey Mc. Amer J. of Sc., v. 258 A, N 12, 1960.