

К ВОПРОСУ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ФОНА ПРИ ГИДРОГЕОХИМИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ

П. А. УДОДОВ, Б. И. ШЕСТАКОВ

Интерпретация результатов полевых гидрогеохимических исследований находится в стадии разработки. Для решения отдельных вопросов предложены различные методики, которые дают иногда трудно сопоставимые результаты. Так, например, по-разному подходят к решению таких основных вопросов, как определение гидрогеохимического фона природных вод, выделение водных потоков рассеяния зон минерализации, определение тяжелых металлов в природных водах и др.

В настоящее время уже проведены исследования в ряде районов и появляется необходимость увязки и обобщения полученных данных. Однако при этом встают трудности, обусловленные применением различных методик при полевых и камеральных работах.

Мы считаем, что сейчас уже можно поставить вопрос об унификации некоторых гидрогеохимических методик. Поэтому пока останавливаем внимание на двух вопросах: 1) определение фона природных вод и 2) определение водных потоков рассеяния зон минерализаций.

Эти вопросы, как известно, имеют весьма важное значение не только при геохимических исследованиях, но и для изучения геологии и, особенно, гидрогеологии района. Опыт работ показывает, что при изучении условий формирования подземных вод необходимо всегда учитывать наличие и содержание микрокомпонентов.

Для природных вод зон минерализаций горных массивов Западной Сибири разработана схема классификации, в основу которой положено содержание тяжелых металлов в водах и их генетические ассоциации [10].

Обогащение природных вод тяжелыми металлами происходит в результате взаимодействия их с минералами и горными породами. Для оценки концентрации металлов в горных породах еще В. И. Вернадский ввел понятие «кларк концентраций». В дальнейшем А. А. Сауков предложил коэффициент аномальности элемента в пределах ореола рассеяния, который представляет отношение концентрации этого элемента в пределах ореола (C) к концентрации его за пределами ореола, принимаемой как натуральный фон (N), т. е. $K_{(ан)} = \frac{C}{N}$ [8]. Этот коэффициент

может быть применен при всех геохимических методах поисков полезных ископаемых.

Для изучения содержания тяжелых металлов в природных водах А. М. Овчинников [6] предложил модуль химического выноса, который представляет отношение количества выносимых водой водотока микро-

компонентов к его расходу. Обогащение вод на участках минерализации приводит к формированию водных потоков рассеяния зон минерализаций, которые обычно имеют вытянутую форму по направлению движения подземных вод. Они характеризуются наличием в воде определенного комплекса химических элементов, в зависимости от типа минерализации, с резко повышенным содержанием некоторых из них. На отдельных участках имеет место наложение нескольких потоков зон минерализаций, вследствие чего иногда формируются весьма сложные водные потоки. Примером их может служить поток рассеяния ильменитовой и полиметаллической минерализаций, наблюдаемый на площади Томь-Яйского водораздела [10].

В районах, где отсутствуют участки, обогащенные теми или иными рудными минералами, обогащение подземных вод микрокомпонентами происходит за счет горных пород. В этих условиях формируются воды, которые создают региональный фон района. В отдельных районах, благодаря своеобразию физико-географических, геологических и гидрогеологических условий, а также и геохимической обстановке, встречаются участки, на которых содержание отдельных микроэлементов отлично от содержания их в общем по региону.

Такие участки нами относятся к локальному фону. Они бывают обычно связаны с зонами минерализаций.

Определение фонового содержания элементов в водах производилось в нашей практике несколькими способами. Наиболее часто используемые из них мы сейчас кратко опишем.

1. Вариационные кривые. Вариационные кривые составляются как для отдельных элементов, так и для суммы металлов. По результатам анализов концентратов составляются графики, на которых по горизонтальной оси откладываются логарифмы содержаний элементов или суммы металлов, а по вертикали — соответствующий им процент встречаемости. Фон определялся как проекция на горизонтальную ось точки резкого выполаживания кривой. Точки, оказавшиеся за пределами фона и прилегающие к нему, детально изучались в отношении ассоциации элементов, количественного состава и приуроченности их к тем или иным геологическим условиям. В результате такого изучения иногда некоторые точки переводились из потока рассеяния в фон и обратно.

2. Графики рассеяния. Графики рассеяния, так же как и вариационные кривые, составляются как для отдельных элементов, так и для суммы металлов.

Способ состоит в том, что на вертикальную полосу шириной 2—3 см, с построенным на ней масштабом содержаний, наносятся все результаты анализов отдельных элементов или суммы металлов в виде точек. В тех местах графика, где откладываются наиболее часто встречающиеся содержания элементов или суммы металлов, образуются сгущения, а там, где откладываются содержания с меньшей встречаемостью, точки расположены реже. Линия фона на таких графиках проводится выше последнего сгущения. Точки, выходящие за границу фона, анализируются так же, как и в случае вариационной кривой.

И вариационные кривые и графики рассеяния страдают субъективностью. В вариационных кривых субъективно выбирается точка резкого выполаживания, а в графиках рассеяния — линия выше последнего сгущения.

За фон также принималось иногда среднее арифметическое содержание элемента во всех пробах; этот метод совершенно необъективен, так как введение в подсчет проб с высоким содержанием сразу искажает картину. Так, например, если имеется сто проб с содержанием

в 1 мкг/л и 1 проба с содержанием 1000 мкг/л, фон безусловно будет 1 мкг/л; среднее же арифметическое дает результат в 10 мкг/л.

Есть также способ определения фона, когда каждая проба изображается точкой на высоте, равной в масштабе величине содержания суммы металлов, а вокруг точки лучами показан комплекс отдельных элементов и их содержания (длиной лучей). При отнесении точек к фону или к потоку рассеяния учитывалось как содержание отдельных элементов, так и суммы металлов.

Несколько отличным от этих способов является способ профилей. Он состоит в том, что по определенной линии, через предполагаемый участок с повышенным содержанием микроэлементов в водах, составляется график, на котором по вертикали откладывается содержание элементов, а по горизонтали — расстояние между точками опробования. Наиболее высокие точки графика считаются принадлежащими к потоку рассеяния зон минерализации.

После рассмотрения всех ранее применяемых способов определения фона мы пришли к выводу о необходимости применения для обработки результатов гидрогеохимических исследований методов математической статистики.

Содержание элемента в водах является случайной величиной, так как на него влияет множество не поддающихся учету факторов. Существует предположение, что содержания тяжелых металлов в водах подчиняются логарифмически-нормальному закону распределения. Суть этого закона состоит в том, что не сами величины, а их логарифмы распределены нормально, т. е. интегральная функция распределения случайной величины может быть выражена формулой:

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(z-z)^2}{2\sigma^2}} dz,$$

где σ — среднее квадратическое отклонение,

z — логарифм содержания элементов в водах [7].

Это предположение проверялось по методике, предложенной И. В. Дуниным-Барковским и Н. В. Смирновым [4], уже применявшейся в геохимии [3]. В целях ускорения анализа эта методика была несколько упрощена. Упрощение состояло в том, что проверка гипотезы логнормальности проводилась графически. Строилась спрямленная диаграмма распределения элемента. По вертикали, по функциональной шкале нормального закона распределения (о функциональных шкалах смотрите, например, Д. Л. Гавра [2]) откладывались накопленные части в %, а по горизонтали — середины классов логарифмов содержаний. Ширина класса принята в 0,4 по логарифму. Распределение, подчиняющееся логнормальному закону, на таком графике будет выражено прямой линией. Через полученные точки проводилась спрямляющая линия таким образом, чтобы она нигде не выходила за 5%-ный доверительный интервал. Если проведение такой линии оказывалось возможным, то мы считали, что содержания элемента приближенно подчиняются логнормальному закону с параметрами распределения спрямляющей линии (рис. 1).

Это утверждение не очень строго потому, что мы пользовались спектральным анализом. Правда, наши распределения включали в себя от 300 до 1000 анализов, что должно обеспечить достаточно хорошее приближение закона распределения. Кроме того, нами было принято, чтобы распределение делилось на классы, по ширине не менее половины градации спектрального анализа, что также снижает ошибки. При большом количестве таких классов (более 5) иногда использовались распределения, состоящие из 100 анализов.

Как уже указывалось, в случае хорошего приближения практически полученного распределения к логнормальному закону, оно заменялось теоретическим распределением, график которого выражается осредняющей прямой в указанных выше координатах (рис. 1). Это освобождает от случайных отклонений эмпирического распределения. Параметры распределения определялись так: математическое ожидание определялось как проекция пересечения усредняющей прямой с горизонталью 50% на горизонтальную ось, а среднеквадратическое отклонение определялось расстоянием от проекции точки пересечения усредняющей прямой с линией 50% на горизонтальную ось до проекции точки пересечения прямой с линией 84,1% [4] на эту же ось (рис. 1).

Работы по проверке гипотезы логнормальности и определению параметров распределения проводились на кальке, наложенной на палетку-трафарет. На палетке по вертикали на функциональной шкале нормаль-

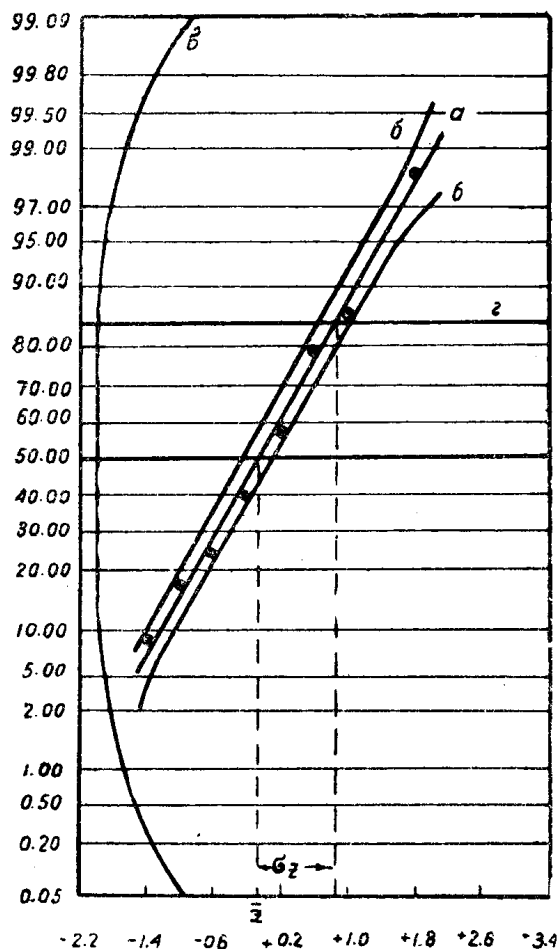


Рис. 1. Спрявленная диаграмма общего распределения титана и проверка логнормальности распределения: *a* — спрямляющая линия; *б* — 5% доверительная граница; *в* — диаграмма изменения 5% доверительных границ; *г* — линия 84,1% *z* — математическое ожидание; σz — среднеквадратическое отклонение.

ного распределения откладываются накопленные частоты, а по горизонтали — середины классов логарифмов содержаний элементов.

Применение логнормального закона распределения микрокомпонентов в природных водах позволяет нам подойти к методике определения фона следующим образом. В процессе изучения распределений различных микрокомпонентов в водах по многим районам Сибири установлено, что в случае отсутствия на исследуемой площади участков с повышенным содержанием микроэлементов в водах, имеет место приближенное равенство $\sigma = \Delta$, где σ — среднее квадратическое отклонение распределения логарифмов микроэлементов в водах, а Δ — логарифмическая среднее квадратическая ошибка анализа. Приближенная величина Δ определена из следующих соображений. Полуколичественный спектральный анализ концентратов дает содержание микроэлементов в следующих пределах: 0,0001—0,0003; 0,0003—0,001; 0,001—0,003; 0,003—0,01; 0,01—0,03; 0,03—0,1; 0,1—0,3; 0,3—1 и более 1%. Естественно предположить, что средняя ошибка в каждой градации будет стремиться к половине этой градации. Взяв логарифмы в указанных пределах, нетрудно убедиться, что ширина каждой градации по логарифму приближенно равна 0,5. Поэтому, средняя ошибка по логарифму будет стремиться к половине ширины градации по логарифму, т. е. к $0,50 : 2 = 0,25$. Эту ошибку мы грубо принимаем за логарифмическую среднее квадратическую ошибку анализа Δ . На основании закона распределения ошибок можно полагать, что максимальная ошибка анализа не может быть более тройной среднее квадратической ошибки, т. е. более чем $3\Delta \approx 3 \times 0,25 = 0,75$.

При наличии в районе исследований водных потоков рассеяния зон минерализации картина резко меняется. Приближенное равенство $\sigma = \Delta$ нарушается и имеет место неравенство $\sigma > \Delta$. В этом случае за пределы $\bar{z} + 3\Delta$ выходит тем более точек, чем больше их взято в зоне вод потока рассеяния, так как $\bar{z} + 3\sigma > \bar{z} + 3\Delta$. Это можно объяснить следующим образом. Из основного закона геохимических процессов [3, 11] видно, что в случае отсутствия больших концентраций элементов среднее квадратическое отклонение распределения микрокомпонентов будет сравнительно небольшим. Вполне возможно, что в этом случае среднее квадратическое отклонение анализа будет больше, чем среднее квадратическое отклонение распределения микроэлементов в водах. Тогда мы фиксируем не само распределение микроэлементов в водах, а распределение ошибок спектрального анализа концентратов. Таким образом, распределение ошибок анализа как бы маскирует собой распределение микроэлементов в водах. Это и создает впечатление равенства среднее квадратической ошибки анализа и среднее квадратического отклонения содержаний микроэлементов в водах. В случае наличия на исследуемой площади водных потоков рассеяния зон минерализаций отклонения распределения микроэлементов в водах значительно больше, чем отклонения в результате ошибок анализа, и потому фиксируется действительная картина распределений микроэлементов в водах. Если мы наложим на это распределение распределение ошибок спектрального анализа концентратов, то за пределами его останутся как раз те точки, которые входят в поток рассеяния зон минерализаций.

На основании вышеизложенного мы предлагаем за величину фона принимать значение суммы математического ожидания в распределении микроэлементов в водах с трехкратной среднее квадратической ошибкой анализа, т. е. $\bar{z} + 3\Delta$. Подобный подход к определению фона уже применялся при геофизических исследованиях [5] и в металлметрии [9]. Способ определения математического ожидания описан выше. Сложением \bar{z} и 3Δ мы получаем логарифм фона, по которому затем находим фон. Учитывая, что среднее квадратическая ошибка анализа вычислена неточно, необходимо точки, лежащие близ фона (выше и ниже его), вы-

брать отдельно и проанализировать те индивидуальные геологические, гидрогеологические и гидрогеохимические условия, в которых находятся указанные точки. На основе изучения этих условий точки относятся к фону или к потоку рассеяния.

Рассмотрим определение фона в различных геологических условиях. Примером района с отсутствием зон минерализации является Саракокшинский интрузив на Горном Алтае. Здесь в 1954 году А. Г. Туровым были проведены геологические исследования. На основании 87 анализов концентратов параметры распределения меди оказались следующими: $\bar{z} = -0,6$, $\sigma = 0,25 \approx \Delta$. Линия фона в этом случае совпала с линией $z + 3\sigma$ так, что за пределы фона не вышла ни одна точка.

Приблизительно такое же среднеквадратическое отклонение имеют здесь и остальные элементы. Ранее проведенные в районе Саракокшинского интрузива геологические работы также показали полную бесперспективность района интрузива в смысле наличия в его границах месторождений рудных полезных ископаемых. Примером района с наличием потоков рассеяния зон минерализаций является один из участков Томь-Яйского междуречья. Параметры распределений микрокомпонентов в водах этого района приведены в табл. 1. Из нее видно, что среднеквадратические отклонения распределений микрокомпонентов колеблются в пределах 0,5-1,3. Поэтому за пределы значения $z + 3\Delta$ выходят 15-20% точек, так как воды потоков рассеяния зон минерализаций здесь опробовались очень детально.

Как известно, состав вод фона в основном образуется за счет горных пород района. Содержание микроэлементов в породах колеблется в довольно широких пределах. Поэтому можно рекомендовать определение фонового содержания вод отдельно для различных обводненных литологических разностей.

После определения фона переходим к выделению водных потоков рассеяния зон минерализации. Точки, в которых содержание микрокомпонентов выше фонового, тщательно анализируются в отношении комплекса микрокомпонентов в водах, наличия сульфат-иона, пониженного значения рН и др., а также геологических и гидрогеологических условий. Подобный анализ позволяет уточнить и обосновать потоки рассеяния зон минерализации.

Нужно отметить, что многие ранее применявшиеся способы являются отражением логарифмически-нормального закона распределения. Так, и вариационная кривая и графики рассеяния есть грубое представление графика дифференциальной функции логарифмически-нормального закона распределения. Среднее арифметическое является попыткой аналитического определения одного из параметров распределения содержания элемента — математического ожидания — и в самом себе заключает предположение о нормальном законе распределения элементов в водах, а поэтому неприменимо в качестве фона.

Для более детального изучения выделенных таким образом потоков рассеяния предлагается способ, основанный на сравнении параметров распределений потоков рассеяния зон минерализаций с параметрами распределения в общем по району. Сравняются попарно математические ожидания и среднеквадратические отклонения. То, что математические ожидания в потоке рассеяния зон минерализаций выше математических ожиданий в общем по району, совершенно очевидно. Что же касается среднеквадратических отклонений, то их сравнение базируется на основном законе геохимических процессов [3, 11], говорящем о том, что геохимические процессы, приводящие к накоплению низких концентраций элементов, более устойчивы, чем процессы, приводящие к накоплению больших концентраций, так как мерой устойчивости процесса

Таблица 1

Сравнение параметров распределений микрокомпонентов в водах

Элементы	Cu	Pb	Zn	Ag	Ni	Ba	Sr	Tl	Mn	V	Cr
Общее по всему району	-0,35	-1,20	0,50	-2,40	-1,30	+0,25	-1,30	0,05	0,90	-0,90	-0,40
Митрофановская свита	-0,60	-0,45	10,15	-	-	-0,80	-	0,30	+0,55	-	-0,95
Участок с повышенным содержанием металлов в водах	0,00	-0,90	+0,75	-1,00	-0,60	+0,30	-	0,00	-0,20	-0,25	-0,15
	б) Среднеквадратические отклонения										
Общее по всему району	0,65	1,05	0,80	1,25	0,85	1,00	1,30	0,90	0,75	0,85	0,85
Митрофановская свита	0,50	0,65	0,75	-	-	0,95	-	-	0,90	0,65	0,80
Участок с повышенным содержанием металлов в водах	0,70	1,10	0,95	1,30	0,90	1,30	-	0,75	0,75	0,60	0,65

является среднеквадратическое отклонение распределения содержания элементов. Поэтому мы составляли следующие распределения микроэлементов в водах: а) общие по всему району работ, б) по каждой литологической разности пород, в) по потокам рассеяния зон минерализаций. Параметры этих распределений сравнивались между собой. Увеличение среднеквадратического отклонения распределения в потоках рассеяния по сравнению с общим по району и по той литологической разности, в которой расположен поток рассеяния, указывает на возможность того, что в районе потока проходили процессы, могущие привести к накоплению повышенных и, в частности, рудных концентраций элементов; уменьшение или равенство среднеквадратических отклонений отрицает эту возможность.

Как пример такой обработки можно привести материалы по результатам гидрогеохимической съемки одного из участков, расположенных на Томь-Яйском водоразделе. Здесь проводилась геологическая съемка и вместе с ней гидрогеохимические исследования. Кроме того, район изучался геофизически. В литологическом отношении район четко делится на две зоны. Одна из них представлена песчаниками и сланцами девона (пачинская и юргинская свиты), другая — эффузивно-туфогенными породами (туфы, порфириды, диабазы) также девонского возраста (митрофановская свита). Каждая из зон занимает примерно половину описываемого района.

В пределах митрофановской свиты, в результате комплексных работ, выделен один из участков. Внутри его наблюдается повышенная тектоническая напряженность, гидротермально измененные породы, а также обнаружены признаки железной шляпы и обломки пород с усиленной пиритизацией. По гидрогеохимическим данным здесь отмечается увеличение комплекса элементов в водах, а также повышение их содержаний, понижение рН, местами присутствует сульфат-ион. Были построены по каждому элементу три распределения — общее по всему району, по митрофановской свите и по выделенному участку. Параметры распределений сведены в табл. № 1, из которой видно следующее. Элементы Cu, Zn, Ni, Ag, Pb и Ba увеличили на участке среднеквадратические отклонения и математические ожидания. Это говорит о том, что в районе участка шли процессы накопления больших (по сравнению со всем районом работ) концентраций этих элементов.

Элементы V, Sr слегка увеличили свои математические ожидания содержаний, но среднеквадратические их отклонения уменьшились. Это значит, что процессы более стабильны; они не отражают общего повышения концентрации данных элементов в горных породах. Остальные элементы (Ti, Mn, Sr) уменьшили свои параметры или не изменили их, поэтому можно предполагать отсутствие их повышенных концентраций.

Высказанное предположение о наличии повышенных содержаний Cu, Zn, Ni, Ba и Pb подтверждено недавно буровыми работами. В одной из скважин, пробуренных в районе участка на глубине 180 м, встречены кристаллы сфалерита; другая скважина на глубине 70 м вскрыла зону пиритизации. Спектральный анализ пиритизированных пород дал следующие результаты: Zn — до 1%, Ba > 1%, Ni — до 0,3, Cu — до 0,3%, Pb — до 0,1%.

Очень важно отметить тот факт, что среднеквадратические отклонения увеличили распределения только тех элементов, которые действительно имеют повышенное содержание в горных породах.

Таким образом, на основе описываемой интерпретации удалось не только установить достоверно наличие зоны минерализации в горных породах, но и достаточно точно предположить фактическую ассоциацию микроэлементов в этой зоне минерализации. Кроме того, сравнивая меж-

ду собой параметры распределения различных зон минерализаций, можно установить их относительную ценность. Однако применение этой методики возможно только тогда, когда количество точек опробования на участке повышенного содержания микроэлементов в водах превышает 30. В связи с этим большое значение приобретает определение микрокомпонентов непосредственно в поле и, в частности, определение суммы металлов дитизоном. В случае, если отмечается резкое повышение суммы металлов, необходимо сразу же отобрать в районе обнаружения несколько дополнительных концентратов. Подобную же детализацию необходимо проводить при появлении таких признаков, как зоны гидротермально измененных пород, повышенной тектонической активности, контактов интрузий, пониженного рН (если это не связано с болотами), повышенного содержания сульфат-иона (при отсутствии континентального засоления), разгрузки зон тектонических нарушений и др. Это не может сильно удорожить съемку, но зато при интерпретации даст возможность оценки достоверности участка повышенных содержаний. В случае наличия зоны минерализации представится возможность также предположить ее качественный состав.

Несмотря на подобный подход, весьма часто в практике бывает, что участки повышенного содержания представлены количеством точек, меньшим 30. В этом случае надежность оценки достоверности участка повышенных содержаний резко падает. Однако и тут методы современной статистики помогают сделать некоторые выводы. Здесь необходимо пользоваться теорией малой выборки. При этом также ставится вопрос о различии математических ожиданий и среднеквадратических отклонений. При выполнении условий $z_1 > \bar{z}$ и $\sigma_1 > \sigma$ (где z и σ — параметры распределения участка с повышенным содержанием, а \bar{z} и σ — параметры распределения в общем по району) наличие участка с повышенной минерализацией считается достоверным, а в противном случае — недостоверным. Подсчет параметров распределения в общем по району производится так же, как и обычно — на палетке, а подсчет параметров распределения участка целесообразно подсчитать по формулам.

$$z_1 = \frac{\sum_1^n z_n}{n_1}; \quad \sigma_1 = \sqrt{\frac{\sum_1^n (z_n - z_1)^2}{n_1 - 1}}$$

где z_n — логарифмы содержаний элементов в водах участка повышенных содержаний,

n — количество точек.

Надо сказать, что решить вопрос о неравенстве математических ожиданий при малом количестве точек на участке в нашем случае практически не представляется возможным, так как существующий для этой цели критерий Стьюдента дает такие широкие пределы возможного значения математического ожидания, что сравнение его с математическим ожиданием объединенного распределения становится невозможным. Иначе дело обстоит со среднеквадратическим отклонением. Р. Фишером установлен критерий F для решения вопроса о неравенстве среднеквадратических отклонений. Вероятность того, что $\sigma_1 > \sigma$, определяется так [4]:

вычисляется отношение $\frac{\sigma_1^2}{\sigma^2}$ и определяются степени свободы $K_1 = n - 1$

и $K_2 = n - 1$, где n_1 и n — число наблюдений, по которым вычислены σ_1 и σ . По этим данным из таблиц критерия F берется вероятность, соответствующая вероятности положения $\sigma_1 > \sigma$.

Считается, что если эта вероятность выше 5%, то расхождение между σ_1 и σ нужно считать существенным, а если вероятность ниже 5%, то

нужно считать, что практически $\sigma_1 = \sigma$. В статистических руководствах обычно даются 1% и 5% значения отношения $\frac{\sigma_1^2}{\sigma^2}$.

В случае, если практически полученное отношение больше 5% значения $\frac{\sigma_1^2}{\sigma^2}$, то можно считать, что $\sigma_1 > \sigma$. Заключение тем надежнее, чем больше количество точек и чем больше разница между 5% отношением $\frac{\sigma_1^2}{\sigma^2}$ и отношением наблюдаемым.

Иногда даются более полные таблицы критерия F ; в таком случае вероятность положения $\sigma_1 > \sigma$ может быть найдена более точно. Приведем пример. Положим, что имеем объединенное распределение цинка в породах по результатам 201 анализа с параметрами $\bar{z} = +1,5$ и $\sigma = 0,6$. На участке имеются 15 точек. Подсчитаны по формулам параметры $\bar{z}_1 = +1,9$ и $\sigma_1 = 1,5$.

Тогда $K_1 = 15 - 1 = 14$. $K = 201 - 1 = 200$.

$$\frac{\sigma_1^2}{\sigma^2} = \frac{1,25}{0,36} = 3,55$$

В таблице критерия F по $K_1 = 14$ и $K = 200$ находим значение $\frac{\sigma_1^2}{\sigma^2}$, соответствующее 5% вероятности. Наблюдаемое значение $3,55 > 3,06$, следовательно, мы должны считать, что $\sigma_1 > \sigma$. При этом необходимо учитывать, что достоверность этого заключения тем больше, чем больше точек на участке.

Описанная методика, ввиду своей достаточной простоты и быстроты выполнения (подсчет параметров одного распределения в 300-500 анализов занимает с применением палетки 25-30 мин), должна найти применение в практике интерпретации результатов гидрогеохимических исследований.

Предложенная методика должна применяться с учетом всех геологических и гидрогеологических условий. Наряду с ней вполне удовлетворительные результаты на первом этапе дает метод сравнения [1, 10], а на последующих, при наличии аналогичных исследуемому месторождений — метод известного месторождения [1, 10]. Существует еще немало других методов и приемов, на которых авторы не останавливаются, но которые при определенных условиях дают очень ценные результаты.

Выявленный логарифмически-нормальный закон распределения микрокомпонентов в водах нельзя переносить безоговорочно на любой район. В других металлогенических условиях, например, при полном отсутствии зон минерализации, возможно значительные отклонения от логарифмически-нормального закона распределения. В частности, можно полагать, что в районах отсутствия зон минерализации и там, где нет условий, способствующих повышению содержаний микроэлементов в водах (болота и др.), весьма вероятен закон распределения, близкий к нормальному.

ЛИТЕРАТУРА

1. А. А. Бродский и др. Вопросы геохимии подземных вод. МГ и ОН, ВСЕГИНГЕО, 1962.
2. Д. Л. Гавра. Основы номографии с примерами из машиностроения. Машгиз, 1949.
3. А. Б. Вистелиус. Фосфор в гранитоидах Центрального Тянь-Шаня. Геохимия, № 2, 1962
4. И. В. Дунин-Барковский, Н. В. Смирнов. Теория вероятностей и математическая статистика в технике. Гостеортехиздат, 1955.

5. И. С. Михельсон. Критерии достоверности поисков и разведки геофизических аномалий. Тр. Казах. горно-металлург. ин-та, Геология, горное дело, металлургия, Сб. № 20, 1959.
6. А. М. Овчинников. Основные принципы применения гидрогеологических критериев к поискам месторождений полезных ископаемых. Вопросы теоретической и прикладной геологии, изд. МГРИ, Сб. № 2, 1947.
7. Н. К. Разумовский. Логарифмически-нормальный закон распределения вещества и его свойства. Записки Ленинградского горного ин-та, 20, 1948.
8. А. А. Сауков. Миграция химических элементов как теоретическая основа геохимических методов поисков. Геологические результаты прикладной геохимии и геофизики, ч. 1, Прикладная геохимия, Госгеолтехиздат, 1960.
9. А. П. Соловов. Основы теории и практики металлометрических съемок. Изд. АН Каз. ССР, Алма-Ата, 1959.
10. П. А. Удодов, И. П. Онуфриенок, Ю. С. Париллов. Опыт гидрогеохимических исследований в Сибири (методика и результаты). Изд. Высшая школа, 1962.
1. A. V. Vistelius. The skew frequency distribution and the fundamental law of the geochemical processes. Journ. geol., 68, 1, 1, 1960.
-

ЗАМЕЧЕННЫЕ ОПЕЧАТКИ

Страница	Строчка	Напечатано	Следует читать
54.	3, снизу	{101}	{1̄01}
130	6, сверху	в значительных	в незначительных
142	16, сверху	юре 5.	юре [5].
153	27, сверху формула	$\Phi_z = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(z-z)^2}{2\sigma^2}}$	$\Phi_z = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(z-\bar{z})^2}{2\sigma^2}}$
155	25, сверху	$\sigma > 0$	$\sigma > \Delta$
155	27, сверху	$z + 3\sigma > z + 3\Delta$	$z + 3\sigma > \bar{z} + 3\Delta$
156	21, сверху	$z + 3\Delta$	$\bar{z} + 3\Delta$
159	19, снизу формулы	$z_1 = \sum_1^n \frac{zn}{n_1}$ $\sigma_1 = \sqrt{\sum_1^n \frac{(z_n - z)^2}{n_1 - 1}}$	$\bar{z}_1 = \sum_1^n \frac{zn}{n_1}$ $\sigma_1 = \sqrt{\sum_1^n \frac{(z_n - \bar{z})^2}{n_1 - 1}}$