Е.А. Тевелева, Б.Г. Поляк, М.Д. Хуторской
Геологический институт РАН, Москва

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ПРИ ИЗУЧЕНИИ ИЗОТОПНОГО СОСТАВА ГЕЛИЯ В ПОДЗЕМНЫХ ФЛЮИДАХ И КОНДУКТИВНОГО ТЕПЛОВОГО ПОТОКА

Рассмотрены методы корреляционного и регрессионного анализа распределения изотопного отношения гелия и кондуктивного теплового потока в разновозрастных структурах. Аналитически и графически показано соотношение этих параметров между собой и в зависимости от тектонического возраста структур. Обсуждаются геологические факторы, которые обусловливают отмечаемую корреляцию.

Если сравнивать величину изотопно-гелиевого отношения $R = \frac{^3He}{^4He}$, где ^3He и ^4He – два стабильных изотопа гелия в подземных флюидах, и плотность кондуктивного теплового потока q, то четко прослеживается следующая закономерность: значения R, так же как и значения q, максимальны в самых молодых, подвижных поясах земной коры и минимальны в наиболее древних, тектонически стабильных структурах континентов.

Следовательно, вполне естественно предположить, что величины изотопно-гелиевого отношения и плотности кондуктивного теплового потока не только связаны между собой, но и существует также связь между этими величинами и возрастом гранитно-метаморфического слоя.

Корреляционный и регрессионный анализ

Вопрос о существовании статистической зависимости между случайными величинами, ее выявление и оценка по эмпирической информации при кажущейся очевидности представляет собой довольно сложную математическую задачу. Существует довольно разнообразный арсенал методов, направленных на решение данной задачи, из которых рассмотрены: вычисление парных и частных коэффициентов корреляции, проверка статистической гипотезы о независимости, применение метода главных компонент как элемента многомерного статистического анализа и построение линий регрессии.

1.Корреляционный анализ.

Метод заключается в вычислении и анализе оценок парной и частной корреляции. Преимуществами данного подхода являются наличие статистических критериев, позволяющих судить о значимости получаемой оценки. К недостаткам корреляционного метода, ограничивающих его применимость, следует отнести условие, не всегда явно формулируемое – о соответствии наблюдаемых величин, а именно факторного признака, нормальной или Гауссовской модели распределения.

В рассматриваемом случае реализация данного подхода сводится к расчету выборочных оценок парной и частной корреляции.

Нами были исследованы 365 значений трехмерного вектора (R, q, t) на территории Северной Евразии, где R – изотопно-гелиевое отношение, q – плотность глубинного кондуктивного теплового потока, а t – возраст гранитно-метаморфического слоя. При оценке парных корреляций (R, q) в качестве факторного признака использовалась величина q, а при оценке парных корреляций (R, t) и (q, t) качестве факторного признака – величина t.

Для использования стандартных методов математической статистики нахождения коэффициента корреляции между исследуемыми величинами (например, линейный коэффициент корреляции Пирсона), необходимо убедиться в том, что факторный признак имеет нормальное распределение.

Для проверки близости эмпирического распределения к нормальному используется критерий согласия Пирсона χ^2. Он используется, когда число наблюдений достаточно велико (n>50), и вычисляется по формуле (Ефимова и др., 2001):

$$\chi^2 = \sum \frac{(f - f')^2}{f'}, \qquad (1)$$

где: f – эмпирические частоты в интервале, f' – теоретические частоты в интервале.

Теоретические частоты рассчитываются по формуле:

$$f' = \frac{n \cdot i}{\sigma} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{\frac{t^2}{2}}, \qquad (2)$$

где: n – размерность выборки; i – величина интервала факторного признака; σ – среднеквадратичное отклонение факторного признака;

$t = \frac{x - \bar{x}}{\sigma}$ – нормированное среднеквадратичное отклонение факторного признака, а величина $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{\frac{t^2}{2}}$ определяется по специальной таблице (Ефимова и др., 2001).

Полученное по формуле (1) значение критерия сравнивается с критическим значением критерия $\chi^2_{крит.}$, которое определяется на основании принятой доверительной вероятности P и числа степеней свободы $k = m - 3$, где m – число сформированных групп. Если $\chi^2 < \chi^2_{крит}$, гипотеза о нормальном распределении не отвергается.

Здесь и далее при проверке статистических гипотез предполагается, что уровень значимости равен 0,05.

При расчете критерия Пирсона необходимо соблюдать условие: если теоретические частоты в некоторых интервалах меньше 5, то интервалы желательно объединять таким образом, чтобы частоты были меньше 5 (априорно интервал определяется по формуле Стерджесса, но для соблюдения последнего условия интервал эмпирически увеличивается до тех пор, пока не будет соблюдено последнее условие).

В нашем случае $\chi^2 = 2858.39$, при доверительной вероятности $P = 0,95$ и числе степеней свободы $k = 2$ $\chi^2_{крит.} = 5,99$.

Очевидно, $\chi^2 > \chi^2_{крит.}$ (2858,39 > 6,0), следовательно, гипотеза о нормальном распределении кондуктивного теплового потока q отвергается. Разрыв между вычисленным значением χ^2 и $\chi^2_{крит.}$ очевиден.

Проверим гипотезу о близости эмпирического распределения к логнормальному.

В данном случае получаем: $\chi^2 = 140.79$, $k = 5$ *и* $\chi^2_{крит.} = 11,1$. Очевидно, $\chi^2 > \chi^2_{крит.}$. Следовательно, гипотеза о логнормальном распределении q также отвергается.

При расчете теоретических частот нормального распределения для величины t – возраста гранитно-метаморфического слоя – имеем:

В данном случае получаем: $\chi^2 = 927.08$, $k = 6$ *и* $\chi^2_{Крит.} = 12.6$. Очевидно, $\chi^2 > \chi^2_{крит.}$ Гипотеза о логнормальном (а, следовательно, и нормальном) распределении t отвергается.

Следовательно, использовать стандартные методы математической статистики (например, коэффициент корреляции Пирсона) для определения корреляционной зависимости между парами (q; R), (R; t), и (q; t) нельзя, так как практически они дают значимые результаты при условии нормального распределения факторного признака.

В данной ситуации из широкого спектра различных методов решения данной задачи наиболее подходящим является метод, который определяется как «тетрахорический коэффициент корреляции Бломквиста», или фигурирующий еще под названием коэффициента корреляции «дробового выстрела». Он имеет широкое применение при решении геологических задач, т.к. часто приходится иметь дело с ограниченным набором данных.

Метод вычисления коэффициента корреляции «дробового выстрела» позволяет определить применимость линейной модели для характеристики зависимости признаков и, что особенно важно, не чувствителен к аномальным значениям и к форме распределения факторного признака. Метод основан на анализе роя точек наблюдений, нанесенных на двумерную диаграмму. Суть метода сводится к следующему:

По имеющимся данным находим медиану по каждому признаку и строим точечную диаграмму (Рис.2), отражающую взаимное положение точек наблюдения.

В данном случае $Me(lgH) = 2,962$ и $Me(lgR) = 2,186$. Точку пересечения медиан обозначим на рис. 2 пустым кружочком и проведем через него линии, параллельные осям – медианные прямые.

В результате проведения медианных прямых анализируемая точечная диаграмма оказалась разделенной на четыре квадранта (***1, 2, 3, 4***).

Из рисунка 1 видно, что рой точек «вытянут» вдоль некоторой прямой линии. Обозначим число наблюдений, находящихся в ***1*** и ***3*** квадрантах через n_1, а во ***2*** и ***4*** – через n_2 (естественно, что $n_1 + n_2$ равно N – общему числу наблюдений в выборке). Тогда оценка коэффициента корреляции может быть вычислена с помощью следующего выражения (Бондаренко и др., 1984):

$$r = \frac{n_1 - n_2}{n_1 + n_2} = \frac{n_1 - n_2}{N}, \tag{3}$$

Для того чтобы сделать окончательный вывод о зависимости исследуемых признаков, вычисленный по формуле (3) коэффициент корреляции R сравнивается с его критическим значением на основании формулы:

$$r_{(q,N)} = \frac{\psi(1-q^2)}{\sqrt{N}}, \tag{4}$$

где $\psi(1 - q^2)$ – значение функции, обратной функции нормального распределения с параметрами (0,1) для вероятности $(1 - q)$, q – заданный уровень значимости, а N – число наблюдений в изучаемой выборке.

Если $|r| \geq r_{(q,N)}$, то следует сделать вывод о возможности применения линейной модели для описания реальной зависимости между признаками.

В данном случае $r_{(R,q)} = 0,40$, при допустимом значении коэффициента корреляции $r_{(0.005,365)} = 0,1$, и, следовательно, рассматриваемые признаки зависимы и эту зависимость можно аппроксимировать с помощью линейной функции.

При аналогичном анализе пар (lgR; t) и (q; t) получаем соответствующие коэффициенты корреляции $r_{(R,t)} = -0,36$ и $r_{(q,t)} = -0,29$.

Результаты корреляционного анализа отображены в таблице 4.

Частные коэффициенты корреляции

Частные коэффициенты корреляции позволяют установить степень тесноты связи между результативным признаком и каждым из факторных признаков при исключении искажающего влияния других факторных признаков.

Следовательно коэффициенты частных корреляций отражают степень «чистого» влияния факторного признака на результативный признак. Для их расчета обычно используются парные коэффициенты корреляции.

В случае анализа частных коэффициентов корреляции для трех выборок (как в нашем случае) используются следующие формулы (Ефимова и др., 2001):

- частный коэффициент корреляции между результативным признаком y и фактором x_1 при элиминировании признака x_2:

$$r_{yx_1(x_2)} = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_2} \cdot r_{x_1x_2}}{\sqrt{(1-r^2_{yx_2})(1-r^2_{x_1x_2})}}, \tag{5}$$

- частный коэффициент корреляции между результативным признаком y и фактором x_2 при элиминировании признака x_1:

$$r_{yx_2(x_1)} = \frac{r_{yx_2} - r_{yx_2} \cdot r_{x_1x_2}}{\sqrt{(1-r^2_{yx_2})(1-r^2_{x_1x_2})}}, \tag{6}$$

В нашем случае приходим к следующим результатам:

$r_{qR(t)} = 0,35$

$r_{qt(R)} = 0,16$

$r_{Rq(t)} = 0{,}34$
$r_{Rt(q)} = 0{,}27$
$r_{tR(q)} = 0{,}29$
$r_{tq(R)} = 0{,}16.$

Анализируя частные коэффициенты корреляции, приходим к выводу, что наиболее сильная связь между изучаемыми признаками возникает при элиминировании признака *t*, и ослабляется при элиминировании признаков *q* и *R*. То есть величины *R* и *q* в большей степени объясняются вариациями величины *t*.

Метод главных компонент

Метод главных компонент, наряду с факторным анализом, является элементом многомерного статистического анализа. Но целью факторного анализа является сведение большого числа переменных, относящихся к имеющимся наблюдениям к меньшему числу независимых величин, называемых факторами.

Применение факторного анализа в геологических исследованиях нецелесообразны из-за того, что получаемые в результате факторного анализа так называемые «общие факторы» исчерпывают не все вариации первоначальных факторов, хотя и большую их часть.

При использовании метода главных компонент все элементы (факторы) равноправны, что позволяет однозначно объяснить всю вариацию в целом. Для определения ведущих факторов, определяющих наблюдаемые связи между параметрами *q*, *R* и τ, применим метод главных компонент к корреляционной матрице *A* (7):

$$\begin{pmatrix} 1 & 0.40 & -0.36 \\ 0.40 & 1 & -0.29 \\ -0.36 & -0.29 & 1 \end{pmatrix}. \qquad (7)$$

Обычно в теории математической статистики в качестве анализируемой матрицы используют ковариационную матрицу, но в данном случае это нецелесообразно из-за несоизмеримости величин *t* и *R*.

Собственные числа λ и собственные векторы *l* матрицы А определяются из следующего уравнения:

$$A\lambda = \lambda l, \text{ или } (A - \lambda E_m)l = 0, \qquad (8)$$

В уравнении (8) E_m – единичная матрица.

Однородная система уравнений (8) имеет ненулевое решение, если ее определитель равен нулю:

$$|A - \lambda E_m| = 0, \qquad (9)$$

Применяя уравнение (9) к корреляционной матрице А, получаем следующее характеристическое уравнение:

$$\lambda^3 - 3\lambda^2 + 2.63\lambda - 0.70 = 0. \qquad (10)$$

Характеристическое уравнение (10) является уравнением 3-ей степени относительно λ, поэтому имеет три решения: λ_1, λ_2, λ_3 – собственные числа матрицы *A,* которые равны соответственно 0,584, 0,714 и 1,703. Весовая нагрузка собственных значений (или искомых компонент) распределяется следующим образом: 19.47%, 23.76% и 56.77% соответственно для показателей *R, q* и *t*.

Таким образом, третья компонента, а именно возраст гранитно-метаморфического слоя, объясняет 56.77% общей вариации компонент.

Заметим, что результаты, полученные при использовании метода главных компонент, согласуются с результатами, полученными с помощью частных коэффициентов корреляции.

2. Регрессионный анализ

Наиболее характерной моделью связи между исследуемыми величинами, когда гипотеза о существенности корреляционной зависимости подтверждена, является линия (уравнение) регрессии.

При построении линии регрессии необходимо учитывать форму распределения факторного признака, т.к. при отсутствии нормальности его распределения применение стандартных методов построения регрессионной модели может дать искаженную картину аппроксимации признаков.

При несоблюдении нормальности распределения признаков используется единая линия органической корреляции или так называемая «сокращенная главная ось» (Миллер, Кан, 1965).

При построении сокращенной главной оси используются следующие статистики:

Тангенс угла наклона:

$$K = \frac{s_y}{s_x}, \qquad (11)$$

где s_y – оценка стандартного отклонения величины у, а s_x – аналогичная оценка для величины x.

Точка пересечения:

$$b = \bar{y} - \bar{x} \cdot K, \qquad (12)$$

Что касается построения доверительных интервалов для линий регрессии, то в стандартных методах оно также основано на нормальном распределении факторного признака, поэтому указанные методы в данной ситуации применять не рекомендуется.

Используя метод построения «сокращенной главной оси» применительно к исследуемым выборкам, получаем следующие уравнения:

$$lgR = 0{,}037q - 0{,}992, \qquad (13)$$

$$lgR = -1{,}385lgt + 4{,}403, \qquad (14)$$

$$R = t^{-1{,}385} + 10^{4.403}, \qquad (15)$$

$$q = -37{,}50\lg t + 146. \qquad (16)$$

2.1. Анализ связи величин изотопно-гелиевого отношения и кондуктивного теплового потока

Как видно из рис.2, разброс данных в двумерной совокупности парных значений *R* и *q* довольно широк, причем расхождения между ними характерны для тектонически подвижных поясов (Поляк, 1988). Реальные значения теплового потока меньше ожидаемых согласно линии регрессии в интенсивно прогибающихся структурах и несколько больше в воздымающихся. Так, примером первых могут служить такие геологические провинции, как, например, бассейн Ляохэ ($\bar{q}$ = 60.64 мВт/м^2, при ожидаемом среднем $q'_{(R)}$= 89.31мВт/м^2) или бассейн Субей $\bar{q}$ = 72.47 мВт/м^2 при ожидаемом среднем $q'_{(R)}$= 94,23мВт/м²) из группы Восточно-Китайских рифтов, или Южно-Каспийская провинция ($\overline{q} = 45.56$ мВт/м² при ожидаемом среднем $q'_{(R)}$= 68,56 мВт/м²).

Понижение теплового потока наблюдается также в зонах субдукции, где это объясняется экранированием глубинного потока надвинутой континентальной плитой, у которой толщина настолько большая, что тепловой поток остается пониженным в течение длительного геологического времени (Хуторской, 1996). Так, в районе о.Сицилия, юго-западных и Калабрийских Апеннин $\overline{q} = 36.43$ мВт/м² при ожидаемом $q'_{(R)}$=63,82 мВт/м² согласно линии регрессии.

Примером воздымающихся геологических провинций с повышенным тепловым потоком являются Восточные Альпы ($\overline{q} = 81.41$ мВт/м² при ожидаемом среднем $q'_{(R)}$=52,67 мВт/м²) или Северные Апеннины ($\overline{q} = 76.05$ мВт/м² при ожидаемом среднем $q'_{(R)}$=60,8 мВт/м²).

2.2. Анализ связи величин изотопно-гелиевого отношения и возраста гранитно-метаморфического слоя

Графические результаты подобного сопоставления изображены на рис.3, ромбиками здесь и далее обозначены усредненные значения результативного признака (в данном случае – изотопно-гелиевого отношения) по одному и тому же возрасту гранитно-метаморфического слоя.

Такое поведение R в подземных флюидах континентальной коры указывает на присутствие в большинстве ее разновозрастных блоках некоторого количества первичного гелия с высоким изотопным отношением (R~10^{-5}), в той или иной степени разбавленного радиогенным (R~10^{-8}). Захваченный Землей при аккреции протопланетарного вещества, первичный гелий мог частично сохраниться до наших дней только в ее глубоких недрах – в мантии и ядре. Оттуда он вместе с постоянно возникавшим там (а не только в коре) радиогенным в течение всей истории планеты так или иначе удалялся в атмосферу и затем диссипировал в космическое пространство. В результате величина отношения $\frac{^3He}{^4He}$ во внутренних частях Земли снижалась. Судя по его величине в эманациях действующих вулканов и других объектах мантийного генезиса, отличающихся хорошей сохранностью захваченных летучих, в современном мантийном гелии содержится 90% радиогенного. Именно этот гелий и присутствует во флюидах формирующейся континентальной коры. По мере ее эволюции отношение R во флюидах снижается: сначала очень быстро (согласно расчетам, на порядок величины за первые 15 – 40 млн.лет), а потом все медленнее, приближаясь к уровню, характерному для чисто радиогенного гелия. Практически один этот гелий содержится во флюидах древнейших блоков континентальной коры с возрастом 2,5 млрд. лет. Это снижение объясняется продолжающимся в коровом веществе разбавлением остатков мантийного гелия с высокой величиной R чисто радиогенным гелием, которое усугубляется тенденцией этого газа к постоянному оттоку в атмосферу из-за диссипации его в космическое пространство (Поляк, 1988).

Общая закономерность изменения изотопного состава континентального гелия во времени отображается уравнением регрессии – сокращенной главной осью. Однако при более детальном наблюдении можно заметить явное отклонение точек от генеральной линии тренда, выраженное с помощью полинома 3-го порядка (пунктирная линия), аппроксимирующего данную модель связи. Из рисунка 2 видно, что подобные отклонения бывают двух типов.

Первый тип – отклонение 1-го рода – отвечает повышению величины R и отражает дополнительный привнос мантийного гелия в зрелую континентальную кору уже после того, как ее становление завершилось. Региональными примерами проявления отклонения 1-го рода являются (Поляк, 1988): юго-восточные периферические районы Восточно-Европейской платформы ($\overline{R} = 5{,}21 \cdot 10^{-8}$ (Поляк, 1988)) при ожидаемом среднем значении $R'_{(t)}$= $1{,}32 \cdot 10^{-8}$ согласно уравнению линии регрессии; Вилюйская синеклиза ($\overline{R} = 8{,}2 \cdot 10^{-8}$ (Поляк, 1988) при ожидаемом среднем $R'_{(t)}$= $6{,}3 \cdot 10^{-8}$; Днепрово-Донецкая впадина ($\overline{R} = 5{,}8 \cdot 10^{-8}$ при ожидаемом среднем $R'_{(t)}$= $1{,}3 \cdot 10^{-8}$; «герцинский блок» Большого Кавказа ($\overline{R} = 48{,}5 \cdot 10^{-8}$ (Поляк, 1988) при ожидаемом $R'_{(t)}$= $16{,}3 \cdot 10^{-8}$). (Ожидаемые согласно уравнению линии регрессии значения $\overline{R}$ получены при осреднении значений R, соответствующих данному региону).

Второй тип – отклонение 2-го рода – аномальное для данного возраста гранитно-метаморфического слоя понижение величины R. Такая ситуация характерна для Апеннинского ($\overline{R} = 0.906 \cdot 10^{-8}$ при ожидаемом $R'_{(t)}$= $1{,}549 \cdot 10^{-8}$), Кавказского ($\overline{R} = 0.612 \cdot 10^{-8}$ при ожидаемом $R'_{(t)}$= $2{,}064 \cdot 10^{-8}$) сегментов Альпийского пояса. Это можно объяснить только вовлечением в структуру данного слоя ранее сформированных блоков с меньшим значением R.

Интересен графический анализ отклонений, изображенный на рис.4 . По диаграмме рассеяния значений lg$R$ в зависимости от t – возраста гранитно-метаморфического слоя, видно, что с увеличением t диапазон рассеяния величины (lg$R$ – lg$R'_{(t)}$) уменьшается. Это является еще одним подтверждением того факта, что «в веществе вновь образованной коры стирается исходная изотопно-гелиевая метка. В результате величина R в этой коре уменьшается до стабильного впоследствии значения, наблюдающегося в древнейших структурах материков приближаясь с течением времени к уровню, характерному для чисто радиогенного гелия…и представляющего собой «континентальный фон» (Поляк, 1988).

2.3. Анализ связи величин кондуктивного теплового потока

и возраста гранитно-метаморфического слоя

Линия регрессии зависимости $q = q(t)$ имеет более сложный и неоднозначный характер.

Причиной этого является неоднородная структура теплового потока на континентах: для протерозойских и архейских блоков тепловой поток статистически неразличим (Хуторской, 1996), то есть тренд зависимости теплового потока от возраста гранитно-метаморфического слоя представляет собой монотонно снижающуюся линию лишь на временном интервале до 800 млн. лет. На рисунке 5 представлена линия тренда на всем временном интервале *t*. Из представленного графика видно, что величина кондуктивного теплового потока также убывает с течением геологического времени. На рисунке 6 представлена линия регрессии на временном интервале до 800 млн.лет и выражена она следующим уравнением регрессии:

$$q = -41.73\,\lg t + 151. \tag{18}$$

Сравнивая уравнение (18) с уравнением (19), можно заметить, что коэффициент пропорциональности в уравнении регрессии (19) выше. На рисунке 7 представлена линия регрессии на интервале от 800 млн. лет и старше, и выражается она уравнением:

$$q = -13.7\,\lg t + 94.19. \tag{19}$$

Такое поведение величины кондуктивного теплового потока в областях позднерифейской складчатости приурочено в основном к зонам дислокаций фундамента и рифтовым зонам.

К первым из них относятся такие регионы, как например, Днепрово-Донецкая впадина, в отдельных районах которой тепловой поток повышается до 46 – 62 мВт/м^2. Особенно заметное повышение теплового потока отмечается в зонах пересечения глубинных разломов (Хуторской, 1996).

Еще более ярким примером повышения теплового потока в результате влияния тепломассопереноса в зонах глубинных разломов является Балтийская моноклиналь, где значения *q* достигают 60 – 75 62 мВт/м^2.

Тепловые потоки на Украинском щите изменяются от 22 до 56 мВт/м^2 при среднем – 36 ± 9 мВт/м^2. Наблюдаемые вариации тепловых потоков носят не случайный характер, а подчинены определенным закономерностям. В одних тектонических зонах преобладают низкие потоки, не превышающие 35 мВт/м^2, а в других – повышенные, составляющие 38 – 45 мВт/м^2. Распределение тепловых потоков зависит от истории развития отдельных блоков. Низкие тепловые потоки соответствуют в основном блокам, сложенным наиболее древними и высокометаморфизованными образованиями, повышенные – зонам гранитизации.

В краевых прогибах Русской платформы тепловой поток изменяется от 40 до 60 мВт/м^2. Более высокие значения приурочены к тем районам и впадинам, которые подвергались повторной тектонической активизации – например Львовская или Придобруджинская (Хуторской, 1996).

Еще одной из причин повышения теплового потока древних платформ является наличие соляных куполов. Каменная соль обладает высокой теплопроводностью, вследствие чего над соляными куполами образуются положительные аномалии теплового потока. Примером такой области может служить Прикаспийская впадина, тепловые потоки в которой достигают 65 мВт/м^2 (Хуторской, 1996).

Определенный интерес для исследования величин изотопно-гелиевого отношения и теплового потока представляет анализ отклонений средних значений от ожидаемых согласно уравнению регрессии в зависимости от возраста гранитно-метаморфического слоя. На рисунке 8 изображены графические результаты данного анализа. Кружками и треугольниками обозначены осредненные значения квадратичных отклонений величин теплового потока и изотопно-гелиевого отношения, соответственно. Линии на рисунке – уравнения регрессии, многочлены 3-ей степени.

Из рисунке 8 видно, что квадратичные отклонения величин R и q в целом уменьшаются с возрастанием возраста гранитно-метаморфического слоя, но величина кондуктивного теплового потока ведет себя по-другому, чем величина изотопно-гелиевого отношения. Начиная примерно с возраста гранитно-метаморфического слоя 2000 – 2600 млн.лет, вновь наблюдается увеличение разницы между реальными и ожидаемыми значениями, что еще раз подтверждает изменение поведения величины глубинного теплового потока в древней коре в связи с причинами, изложенными выше.

Выводы:

1. Статистически подтверждена установленная ранее тройственная взаимосвязь между изотопным составом гелия в подземных флюидах (*R*), фоновым кондуктивным тепловым потоком (*q)* и возрастом гранитно-метаморфического слоя (*t*);

2. Величины *R* и *q* обусловлены возрастом гранитно-метаморфического слоя *t*, и отражают соответственно геохимические и геофизические процессы становления и эволюции коры материков (Поляк, 1988);

3. С помощью метода построения «сокращенной главной оси» найдены аналитические выражения тройственной связи между рассматриваемыми параметрами *q*, *R* и *t;*

4. Величины *q* и *R* находятся в тесной связи между собой и аппроксимируются линейным уравнением регрессии с положительным коэффициентом. Разброс данных в двумерной совокупности парных значений *q* и *R* довольно широк и объясняется он в основном неоднородностью теплового потока переходных зон от континентов к океану (Хуторской, 1996), а также некоторыми другими факторами, к которым относятся влияние неоднородностей геологического разреза, особенности рельефа и интенсивные тектонические перемещения горных масс. Здесь отмечаются определенные закономерности: реальные значения *q* намного меньше ожидаемых согласно линии регрессии значений *q(R)* в интенсивно прогибающихся структурах и несколько больше – в воздымающихся.

5. С течением геологического времени параметры *q* и *R* снижаются – они максимальны в самых молодых, подвижных поясах земной коры и минимальны в наиболее древних, тектонически стабильных структурах континентов (Поляк, 1988). Минимальная величина изотопно-гелиевого отношения ${}^{3}He/{}_{4}He \sim 10^{-8}$ отвечает чисто радиогенному гелию и наблюдается во флюидах наиболее дреаних структур континентов.

Максимальная величина ${}^{3}He/{}_{4}He \sim 10^{-5}$ отражает примесь «первозданного» гелия, сохранившегося в мантии, и является прямым вещественным индикатором современной разгрузки тепломассопотока из мантии в земную кору. Промежуточные значения *R* отражают либо постепенное стирание изотопно-гелиевой метки мантийного вещества, вошедшего в состав коры, либо контаминацию корового гелия при повторной тектономагматической активизации. Одновременно в веществе новообразованной континентальной коры стирается мантийная изотопно-гелиевая метка. В результате величины q и R в этой коре с течением времени уменьшаются до стабильных впоследствии значений, представляющих собой «континентальный фон».

Взаимосвязанные изменения величин q и R, согласующиеся в общем случае с возрастом гранитно-метаморфического слоя, свидетельствуют о том, что они – геофизическое и геохимическое следствия процесса становления и эволюции коры материков. Они показывают, что этот процесс связан с разгрузкой массопотока из мантии, эвакуирующего из нее остаточный первичный гелий и тепловую энергию.

Литература

Бондаренко В.Н., Коган Р.И., Чолакян П.Г. *Методические рекомендации по первичной математической обработке данных при геохимических поисках месторождений.* М.: Институт минералогии, геохимии кристаллохимии редких элементов. 1984.

Бочаров П.П., Печинкин А.В. *Теория вероятностей. Математическая статистика.* М.: Гардарика. 1998.

Ефимова М.Р., Ганченко О.И., Петрова Е.В. *Практикум по общей теории статистики.*

М.: Финансы и статистика. 2001.

Колемаев В.А., Калинина В.Н. *Теория вероятностей и математическая статистика*. М.:ИНФРА-М. 2001.

Миллер Р., Кан Д. *Статистический анализ в геологических науках.* М.: Мир. 1965.

Поляк Б.Г. *Тепломассопоток из мантии в главных структурах земной коры*. М.: Наука. 1988.

Хуторской М.Д. *Введение в геотермию*. М.: Издательство РУДН. 1996.