

**С.С. Андрейко, Т.А. Лялина**

Пермский национальный исследовательский  
политехнический университет, Пермь, Россия

**РЕЗУЛЬТАТЫ ОЦЕНКИ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ  
РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ГАЗОДИНАМИЧЕСКИХ ЯВЛЕНИЙ  
ПРИ БУРЕНИИ ГЕОЛОГОРАЗВЕДОЧНЫХ СКВАЖИН  
С ПОВЕРХНОСТИ НА ВЕРХНЕКАМСКОМ  
МЕСТОРОЖДЕНИИ КАЛИЙНЫХ СОЛЕЙ**

Современными методами математической статистики выполнен анализ и дана оценка возможных схем пространственного распределения газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности. Решение задачи о схеме распределения газодинамических явлений заключалось в сравнении наблюдаемого распределения с моделью, получаемой при случайном распределении.

**Ключевые слова:** газодинамические явления, схемы распределения, математические модели, выборочные критерии

**S.S. Andrejko, T.A. Lyalina**

Perm national research polytechnic university, Perm, Russia

**EVALUATION OF GAS-DYNAMICS PHENOMENA  
DISTRIBUTION LAWS IN EXPLORATION DRILLING WELLS  
FROM THE SURFACE IN VERKHNEKAMSKOYE DEPOSIT  
OF POTASSIUM SALTS**

Analysis is executed and estimation of the possible schemes for the gas-dynamic phenomena spatial distribution in exploration drilling wells from the surface is given with modern methods of mathematical statistics. Task solution of the gas-dynamic phenomena distribution scheme is to compare the observed distribution with the model obtained by a random distribution.

**Keywords:** gas-dynamic phenomena, distribution scheme, mathematical models, sampled criteria.

**Введение**

Изучение закономерностей распределения газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности на площади Верхнекамского месторождения калийных солей является

важным и неотъемлемым этапом исследований, развивающим положения теории физико-геологического механизма образования очагов газодинамических явлений (ГДЯ) в соляном породном массиве. Закономерности распределения ГДЯ при бурении геологоразведочных скважин с поверхности на площадях калийных месторождений мало изучены и носят в научных работах, как правило, описательный характер. Проблеме количественной оценки закономерностей распределения ГДЯ при бурении геологоразведочных скважин с поверхности посвящено весьма ограниченное число научных работ. Большинство ученых придерживается мнения о случайном характере распределения газодинамических явлений без строгого математического обоснования этого положения. Доказательство факта группирования газодинамических явлений на площадях месторождений калийных солей при бурении геологоразведочных скважин с поверхности будет однозначно свидетельствовать о существовании в соляном породном массиве областей, аномальных по своему состоянию и свойствам, и приуроченности к таким областям очагов ГДЯ. Это позволит целенаправленно проводить исследования по разработке региональных и локальных методов прогноза зон, опасных по газодинамическим явлениям при ведении подземных горных работ.

## 1. Постановка задачи

Современные методы математической статистики позволяют анализировать и оценивать возможные схемы пространственного распределения газодинамических явлений. Для корректной постановки задачи введем несколько определений, необходимых для проведения исследований. Модельные схемы распределения газодинамических явлений формализуются тремя типами: равномерные, случайные и групповые. Схему распределения ГДЯ будем называть равномерной, если плотность ГДЯ в любой подобласти равна плотности ГДЯ во всех других подобластях. Разновидностью равномерной схемы является регулярное распределение газодинамических явлений. В этом случае ГДЯ образуют какой-либо вид сети (квадратной, прямоугольной, ромбической или любой другой). В этом случае расстояния между явлениями  $i$  и  $j$ , лежащими на некотором направлении сети, остаются постоянными для всех пар  $i$  и  $j$  на площади месторождения. Схему распределения ГДЯ будем считать случайной, если любая подобласть одного размера характеризуется одной

и той же вероятностью появления в ней ГДЯ и появление одних ГДЯ не влияет на появление других. Схему распределения будем называть групповой, если ГДЯ располагаются группами. Газодинамические явления примем за точечные объекты, т.е. объекты, размерами которых можно пренебречь по сравнению с расстояниями между ними.

Решение задачи о схеме распределения ГДЯ может заключаться в сравнении наблюдаемого распределения с моделью, получаемой при случайном распределении. Возможны два подхода к решению задачи. В первом случае анализируемые данные представляют собой множества ГДЯ, расположенных внутри некоторой заданной области. Во втором случае ведется анализ величин расстояний между наиболее близкими парами газодинамических явлений. Рассмотрим обе математические модели решения задачи о закономерностях распределения ГДЯ.

## **2. Математическая модель множества газодинамических явлений, расположенных в подобластях равного размера**

Реализация этой математической модели предполагает разбиение площади месторождения на множество подобластей равного размера. Такими элементарными подобластями могут быть круг, квадрат или прямоугольник определенных размеров. В силу сложившейся традиции элементарной подобластью выбирается, как правило, квадрат (рис. 1, 2). Размеры элементарных подобластей выбираются эмпирическим путем исходя из линейных размеров месторождений, шахтных полей, панелей и блоков. Можно использовать для определения размеров оптимального квадрата следующую формулу:

$$l_{\text{оп}} = (2S_0 / X)^{0,5}, \quad (1)$$

где  $l_{\text{оп}}$  – размер стороны оптимального квадрата;  $S_0$  – общая площадь месторождения или участка;  $X$  – общее число газодинамических явлений на данном месторождении или участке.

Формула (1) была получена в результате решения задачи о размерах квадрата при изучении распределения точечных объектов на плоскости [1–3]. Следует отметить, что для исследования закономерностей распределения газодинамических явлений целесообразно выбирать размеры квадрата эмпирическим путем, исходя из геометрических размеров площади Верхнекамского калийного месторождения.

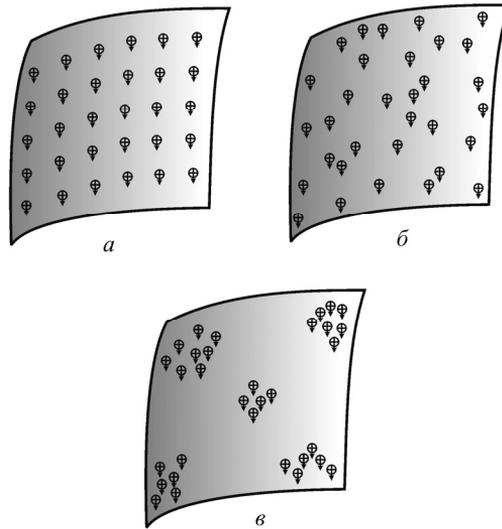


Рис. 1. Модельные схемы распределения газодинамических явлений:  
*a* – равномерная; *б* – случайная; *в* – групповая

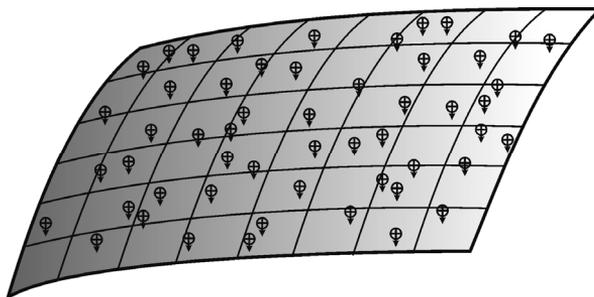


Рис. 2. Иллюстрация модели множества квадратов, содержащих  $k$ -классов газодинамических явлений

В случае равномерного распределения газодинамических явлений следует ожидать, что каждая подобласть будет содержать одно и то же число газодинамических явлений. Математическое решение сводится к проверке гипотезы об отсутствии существенных различий в числе ГДЯ для каждой подобласти с помощью критерия  $\chi^2$ , который теоретически не зависит от формы и ориентировки подобластей. При математическом решении критерий  $\chi^2$  будет наиболее эффективным, если число подобластей сделать по возможности большим при условии, что все подобласти содержат не менее пяти ГДЯ. Ожидаемое число ГДЯ для каждой подобласти определяется по формуле

$$\bar{X} = X / n, \quad (2)$$

где  $n$  – общее число квадратов.

Критерий  $\chi^2_p$  для проверки гипотезы о равномерном распределении газодинамических явлений будет определен следующим образом:

$$\chi_p^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 / \bar{X}, \quad (3)$$

где  $X_i$  – наблюдаемое число ГДЯ в подобласти с номером  $i$ .

Затем сравнивается расчетное значение  $\chi^2_p$  с критическим значением  $\chi^2_{кр}$  при соответствующих уровне значимости и степенях свободы. В том случае, если  $\chi^2_p \leq \chi^2_{кр}$ , дается заключение о несущественном отклонении распределения ГДЯ от равномерного. В противном случае гипотеза о равномерном распределении отвергается.

При случайном расположении ГДЯ распределение вероятностей квадратов с разным числом явлений подчиняется закону Пуассона, которое является предельным случаем биномиального распределения. Пуассоновское распределение может использоваться как модель встречаемости редких, случайно происходящих во времени событий, а также для моделирования случайного размещения ГДЯ в пространстве. В нем используется число явлений в квадрате и их плотность на всей площади для предсказания того, как много квадратов должно содержать заданное число ГДЯ. Это предсказанное или ожидаемое число квадратов может быть использовано в критерии  $\chi^2$  для определения того, является ли распределение ГДЯ внутри заданной площади случайным. Как известно, распределение Пуассона задается выражением

$$P(x) = e^{-\lambda} \cdot \lambda^x / (x!), \quad (4)$$

где  $\lambda$  – ожидаемое число ГДЯ в квадрате;  $e$  – основание натуральных логарифмов, которое равно 2,718.

Параметр  $\lambda$  оценивается с помощью среднеарифметического  $\bar{X}$ , которое определяется по формуле

$$\bar{X} = \left( \sum_{i=0}^k X_i \cdot f_i \right) / \left( \sum_{i=0}^k f_i \right), \quad (5)$$

где  $X_i$  – наблюдаемое число ГДЯ в подобласти  $i$ ;  $f_i$  – число квадратов, содержащих  $X_i$  ГДЯ;  $i = 0, 1, 2, \dots, k$  – классы (число ГДЯ, наблюдаемых в квадрате).

Подставив в выражение (4) вместо  $\lambda$  его оценку в виде  $\bar{X}$ , получим теоретическое значение частоты  $P(x)$  для заданного класса, которое определяется выражением

$$P(x) = (\bar{X}^x) / (e^{\bar{X}} \cdot x!). \quad (6)$$

Процедура вычисления теоретических значений частот значительно упростится, если выражение (6) прологарифмировать. После расчетов теоретических частот для разных значений  $X_i$  определяется значение критерия  $\chi^2_p$  для данной выборки по формуле

$$\chi_p^2 = \sum_{i=0}^k (f_i - n_i) / n_i, \quad (7)$$

где  $f_i$  – наблюдаемая частота;  $n_i$  – ожидаемая частота.

Значение  $\chi_p^2$  сравнивается с критическим значением  $\chi_{кр}^2$  при соответствующих степенях свободы и уровне значимости. Если  $\chi_p^2 > \chi_{кр}^2$ , то гипотеза о согласованности распределения ГДЯ в квадратах с законом Пуассона отвергается. В случае если  $\chi_p^2 \leq \chi_{кр}^2$ , принимается гипотеза о случайном распределении ГДЯ.

Для проверки соответствия распределения газодинамических явлений в квадратах закону Пуассона может быть использована статистика, получившая название «показатель рассеяния» Фишера [4]. «Показатель рассеяния» Фишера определяется по формуле

$$I_D = \left( \sum_{i=0}^k f_i \cdot X^2 - \bar{X} \sum_{i=0}^k f_i \cdot X_i \right) / \bar{X}. \quad (8)$$

Эта статистика при условии, что проверяемая гипотеза верна, распределена как  $\chi^2$  с  $\left[ \left( \sum_{i=0}^k f_i \right) - 1 \right]$  степенями свободы. Критерий  $I_D$  используется следующим образом. На основании данных о распределении ГДЯ в квадратах по формуле (7) вычисляется значение «показателя рассеяния» Фишера. Вычисленное значение  $I_D$  сравнивается с критическим значением  $\chi_{кр}^2$  при соответствующем уровне значимости и

степени свободы. В том случае, если  $I_D > \chi^2_{кр}$ , гипотеза о случайном распределении ГДЯ отвергается, а при  $I_D \leq \chi^2_{кр}$  – принимается.

Следует отметить, что в математической модели множества ГДЯ в подобластях равного размера при использовании критериев  $\chi^2$  и  $I_D$  возникают трудности, связанные с недостаточным числом классов. Тогда отклонения от распределения Пуассона могут быть вызваны долей тех классов, которые имеют значения теоретических частот менее 5. Вследствие этого возникают сомнения в корректности применения критериев  $\chi^2$  и  $I_D$ . Кроме этого, критерии  $\chi^2$  и  $I_D$  не дают указания на возможную альтернативную гипотезу интерпретации данных.

Альтернативная гипотеза распределения ГДЯ может быть обоснована с помощью характерной особенности распределения Пуассона, которая заключается в равенстве единице отношения среднего к дисперсии. Как будет ясно из дальнейших рассуждений, критерий, основанный на величине отношения выборочного среднего к выборочной дисперсии, позволит оценить тенденции распределения ГДЯ на изучаемой площади. Если априори предположить, что дисперсия мала по сравнению со средним, то число ГДЯ в исследуемых квадратах близко к среднему значению и равномерно распределено на изучаемой площади. В этом случае схема распределения ГДЯ ближе к равномерной, чем к случайной, а отношение больше единицы. Допустим, что дисперсия больше среднего. Это значит, что число ГДЯ в отдельных квадратах сильно колеблется, т.е. они группируются и схема ближе к кластеризованной, чем к случайной и отношение меньше единицы. Соответственно, если дисперсия равна среднему, то отношение равно единице и схема распределения ГДЯ ближе к случайной. В научных работах отношение среднего к дисперсии в распределении Пуассона получило название «отношение Клапема». Этого названия критерия будем придерживаться в дальнейших рассуждениях. Отношение Клапема определяется выражением

$$K_L = \bar{X} \left( \sum_{i=0}^k f_i - 1 \right) / \left( \sum_{i=0}^k f_i \cdot X_i - \bar{X} \sum_{i=0}^k f_i \cdot X_i \right). \quad (9)$$

Таким образом, вычисленное по данным распределения ГДЯ в квадратах выборочное значение  $K_L$  сравнивается с единицей. В том случае, если  $K_L > 1$ , принимается гипотеза о равномерном распределе-

нии ГДЯ. Если  $K_L < 1$ , гипотеза о случайном распределении отвергается, а альтернатива о наличии группирования газодинамических явлений принимается. При  $K_L = 1$  принимается гипотеза о случайном распределении ГДЯ.

Существенным недостатком рассмотренной математической модели и критериев  $\chi^2$ ,  $I_D$ ,  $K_L$  является влияние на результаты расчетов, а следовательно, и на принятие гипотезы о распределении ГДЯ, размера квадрата, принятого в качестве выборочной единицы. Если на размеры квадрата не наложено никаких ограничений, то использование критериев  $\chi^2$ ,  $I_D$ , и  $K_L$  будет некорректным. При вариациях размеров квадрата на одних и тех же площадях можно получить альтернативные гипотезы распределения газодинамических явлений. Реализация этой математической модели предполагает ограничение на вариацию размеров квадрата при изучении распределения ГДЯ на площадях месторождений или шахтных полей.

### **3. Математическая модель множеств расстояний между газодинамическими явлениями на изучаемых площадях**

Математическая модель множеств расстояний между газодинамическими явлениями на изучаемой площади исключает получение схемы распределения, которая является случайной в одном масштабе и не является случайной в другом. Это связано с тем, что анализируемые данные в этом случае представляют собой не множества ГДЯ, расположенные внутри некоторой заданной области, а расстояния между наиболее близкими парами явлений (рис. 3). Поскольку обычно имеется намного больше пар «ближайших соседей», чем квадратов, эта модель является более чувствительной [5–7]. Математическая модель основана на сравнении наблюдаемого множества расстояний между парами ближайших газодинамических явлений с характеристиками, которые ожидалось бы в том случае, если бы ГДЯ были случайно распределены. Характеристики теоретической случайной схемы можно вычислить из пуассоновского распределения. В случае игнорирования границ изучаемого месторождения или участка шахтного поля и при пуассоновском распределении ожидаемое расстояние между «ближайшими соседями» – (ГДЯ) определится по формуле

$$\bar{X}_0 = 0,5\sqrt{S_0 / \bar{X}}. \quad (10)$$

Выборочная дисперсия величины  $\bar{X}_0$  задается выражением

$$S_{\bar{X}_0}^2 = S_0 (4 - \pi) / (4\pi \cdot X^2). \quad (11)$$

Проведя действия с константами, получим

$$S_{\bar{X}_0}^2 = 0,063S_0 / X^2. \quad (12)$$

Стандартное отклонение ожидаемого среднего расстояния между «ближайшими соседями» есть квадратный корень из  $S_{\bar{X}_0}^2$ :

$$S_{\bar{X}_0} = 0,26136\sqrt{S_0} / X. \quad (13)$$

Вопрос о значении константы в формуле (13) детально рассмотрен и решен в работах [8,9]. Распределение  $\bar{X}_0$  нормально при условии, что  $X > 6$  и для проверки гипотезы соответствия распределения ГДЯ случайной схеме может быть использован простой Z-критерий. Значение Z-критерия рассчитывается по формуле

$$Z = (\bar{X}_n - \bar{X}_0) / S_{\bar{X}_0}, \quad (14)$$

где  $\bar{X}_n$  – наблюдаемое среднее расстояние между ближайшими ГДЯ.

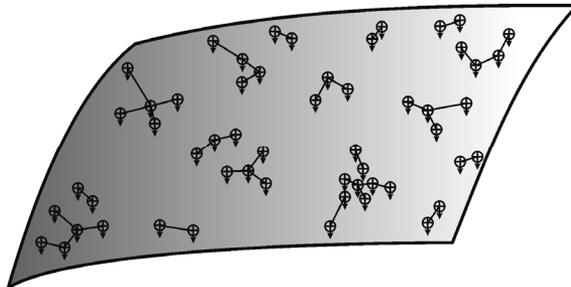


Рис. 3. Иллюстрация модели множества расстояний между ближайшими парами газодинамических явлений

Формула (14) представляет собой общепринятый вид критерия «ближайшего соседа» в математической модели множеств расстояний. В таком виде критерий «ближайшего соседа» может быть использован для оценки закономерностей распределения газодинамических явлений в целом по месторождению, когда не сказывается влияние краевого эффекта. Логика рассуждений в этом случае следующая: если за пре-

делами месторождения отсутствуют калийные пласты, то соответственно отсутствуют и газодинамические явления, возникающие при их отработке. Значительные сложности возникают при анализе распределения газодинамических явлений на отработанных участках шахтных полей калийных рудников, когда к отработанным примыкают неотработанные участки, барьерные и охранные целики, площади с забалансовыми запасами калийных руд. В этом случае величина наблюдаемого среднего расстояния между газодинамическими явлениями будет смещена в сторону больших значений. Имеется несколько вариантов внесения поправок в величину  $\bar{X}_n$  для исключения влияния граничного эффекта, однако все они представляют собой довольно искусственные манипуляции с исходными данными [10–12]. Весьма оригинальный способ внесения поправки в величину  $\bar{X}_0$  для исключения влияния граничного эффекта разработан на основании численного моделирования [13]. В этой работе для точечных распределений предложены альтернативные выражения по методу «ближайшего соседа»:

$$\bar{X}_0 = 0,5\sqrt{S_0/X} + p/X \left[ 0,514 + 0,412/(\sqrt{X}) \right] \quad (15)$$

и

$$S_{\bar{X}_0}^2 = 0,07S_0/X + 0,035p\sqrt{S_0/X}^{1,5}, \quad (16)$$

где  $p$  – периметр изучаемой площади.

Ожидаемые и наблюдаемые средние значения расстояний по методу «ближайшего соседа» могут быть использованы для оценки схемы распределения ГДЯ. Критерий метода «ближайшего соседа» определяется отношением

$$R = \bar{X}_n / \bar{X}_0, \quad (17)$$

при этом  $\bar{X}_0$  рассчитывается по формуле (14).

Наблюдаемое среднее расстояние между ближайшими ГДЯ вычисляется по формуле

$$\bar{X}_n = (\sum d) / X, \quad (18)$$

где  $d$  – расстояние между ближайшими газодинамическими явлениями.

Критерий метода «ближайшего соседа» принимает значения от 0,0 до 2,15 [14]. Нулевое значение величина  $R$  принимает в том случае, если все ГДЯ совпадают и разделены расстояниями, равными нулю. Значение критерия, равное 1,0, соответствует случайному распределению газодинамических явлений. Максимальное значение 2,15 характеризует распределение ГДЯ, которое имеет форму регулярной шестиугольной схемы и величина среднего расстояния максимизирована. При значениях  $R$ , близких к 1,0, целесообразно проводить проверку гипотезы о том, что наблюдаемое среднее расстояние между ближайшими газодинамическими явлениями  $\bar{X}_n$  равно значению  $\bar{X}_0$  для случайной схемы той же плотности ГДЯ. Для проверки этой гипотезы рассчитывается по формуле (14)  $Z$ -критерий. Если вычисленное значение  $Z_b$  больше допустимого  $Z_D$ , то гипотеза о случайном распределении ГДЯ отвергается и принимается гипотеза о группировании или равномерном распределении. Если  $Z_b \leq Z_D$ , то гипотеза о случайном распределении ГДЯ принимается. Величина  $Z_D$  определяется при соответствующем уровне значимости из таблицы значений кумулятивной функции нормального закона распределения.

#### **4. Результаты оценки закономерностей распределения газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности на Верхнекамском месторождении калийных солей**

При обработке статистических данных учитывались все газодинамические явления, происшедшие при ведении геологоразведочных работ на площади Верхнекамского месторождения [15]. Такой подход к анализу закономерностей распределения ГДЯ обусловлен тем, что превалирующую роль в механизме явлений играет энергия газа, находящегося в соляном породном массиве под давлением до 6,0 МПа. Как правило, газодинамические явления различных типов происходят на одних и тех же участках калийных месторождений. Этот факт, по-видимому, можно объяснить тем, что в образовании очагов газодинамических явлений различного типа принимали участие одни и те же процессы, протекавшие в массиве под действием внешних и внутренних факторов.

Результаты оценки закономерностей распределения газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности на Верхнекамском месторождениях калийных солей с помощью

критериев математической модели множества подобластей представлены в табл. 1.

Как видно из табл. 1, для условий Верхнекамского калийного месторождения рассчитанные значения критериев  $\chi^2_p$ , и  $I_D$ , много больше их критических значений при 5%-ном уровне значимости и соответствующих степенях свободы. Этот факт отвергает гипотезу о случайной схеме распределения ГДЯ при бурении геологоразведочных скважин с поверхности. Значения отношения Клапема для условий Верхнекамского месторождения в целом намного меньше единицы, что свидетельствует о групповой схеме распределения газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности. Таким образом, результаты реализации математической модели множества подобластей убедительно свидетельствуют о групповой схеме распределения ГДЯ при бурении геологоразведочных скважин с поверхности в условиях Верхнекамского месторождений калийных солей.

Таблица 1

Результаты оценки закономерностей распределения ГДЯ при бурении геологоразведочных скважин с поверхности с помощью критериев математической модели множества подобластей

Месторождение, предприятие	Горизонт, пласт	Критерии оценки					Схема распределения ГДЯ
		$\chi^2_p$	$\chi^2_{5\%}$	$I_D$	$\chi^2_{5\%}$	$K_L$	
1	2	3	4	5	6	7	8
Верхнекамское месторождение, Камская геологоразведочная экспедиция	Продуктивная толща	44,46	5,99	175,4	44,82	0,22	Групповая

Результаты оценки закономерностей распределения газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности на Верхнекамском месторождении калийных солей с помощью критериев математической модели множества расстояний с учетом граничного эффекта представлены в табл. 2.

Как видно из табл. 2, для условий Верхнекамского месторождения рассчитанное значение критерия метода «ближайшего соседа» составляет 0,27, что значительно меньше единицы. Величина  $Z_b$  превышает допустимое значение при 5%-ном уровне значимости. Полученные результаты

свидетельствуют о групповой схеме распределения газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности.

Таблица 2

Результаты оценки закономерностей распределения ГДЯ при бурении геологоразведочных скважин с поверхности с помощью критериев математической модели множества расстояний с учетом граничного эффекта

Месторождение, предприятие	Горизонт, пласт	Критерии оценки			Схема распределения ГДЯ
		$R$	$Z_v$	$Z_D$	
1	2	3	4	5	6
Верхнекамское месторождение, Камская геологоразведочная экспедиция	Продуктивная толща	0,27	3,96	1,64	Групповая

Таким образом, результаты оценки закономерностей распределения газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности на Верхнекамском месторождении калийных солей однозначно свидетельствуют об их группировании по площади месторождения в целом.

### Выводы

В результате выполненных исследований математических моделей и критериев оценки закономерностей распределения газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности в условиях Верхнекамского месторождения калийных солей получены следующие результаты:

1. Для оценки закономерностей распределения ГДЯ при бурении геологоразведочных скважин с поверхности могут быть использованы математические модели множества подобластей, содержащих различное число ГДЯ, и множества расстояний между ближайшими ГДЯ. Выборочными критериями оценки схем распределения ГДЯ в модели множества подобластей являются:  $\chi^2_p$ , «показатель рассеяния» Фишера  $I_D$  и отношение Клапема  $K_L$ . В модели множества расстояний критериями оценки схем распределения являются критерий «ближайшего соседа»  $R$  и выборочное значение  $Z$ -критерия.

2. В условиях Верхнекамского месторождения калийных солей выборочные значения критериев  $\chi^2_p$  и  $I_D$  отвергают гипотезу о случайном

распределении газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности. Значения отношения Клапема  $K_L$  свидетельствуют о групповой схеме распределения газодинамических явлений. Выборочные значения критерия «ближайшего соседа»  $R$  и  $Z$ -критерия однозначно свидетельствуют о группировании газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности.

3. Методами математической статистики доказано группирование газодинамических явлений при бурении геологоразведочных скважин с поверхности на отдельных участках месторождений и шахтных полей калийных рудников, что свидетельствует о существовании региональных зон, в пределах которых происходило образование очагов газодинамических явлений. На основании полученных результатов весьма логичным представляются дальнейшие исследования возможного влияния нижележащих нефтеносных отложений на формирование газовой составляющей в соляном породном массиве Верхнекамского месторождения калийных солей.

### Библиографический список

1. Bartels C.P.A., Ketellapper R.H. Exploratory and explanatory statistical analysis data. Martinus Nijhoff Publishing. – Boston, 1979. – 268 p.
2. Hagget T., Cliff A.D., Frey A. Locational analysis in human geography, 2<sup>nd</sup> ed. John Wiley and Sons, Inc. – New York, 1977. – 605 p.
3. Unwin D. Introductory spatial analysis. Methuen and Co., Ltd. – London, 1981. – 212 p.
4. Миллер Р., Канн Д. Статистический анализ в геологических науках. – М.: Недра, 1965. – 383 с.
5. Getis A., Boots B. Models of spatial processes, an approach to the study of point, line and area patterns. Cambridge Univ. Press. – Cambridge, 1978. – 198 p.
6. Ripley B.D. Spatial statistics. John Wiley and Sons. – New York, 1981. – 252 p.
7. Cliff A.D., Ord J.K. Spatial processes, models and applications. Pion Ltd. – London, 1981. – 266 p.
8. Kendall M.G., Moran P.A. Geometrical probability, Hafner Publ. Co. – New York, 125, 1963. – 186 p.
9. King L.J. Statistical analysis in geography, Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, N. J., 288, 1969. – 214 p.

10. Doveton J.H., Parsley A.J. Experimental evaluation of trend surface distortions induced by inadequate data-point distributions: *Inst. Min. And Met., Trans. Sec. – B.* 1970. – P. 197–208.
11. Tipper J.C. Surface modelling techniques // *Kansas Geological Survey on Spatial Analysis.* – 1979. – № 4. – 108 p.
12. Watson G.S. *Statistics on spheres.* John Wiley and Sons, Inc. – New York, 1983. – 238 p.
13. Donnelly K.P. Simulations to determine the variance and edge effect of total nearest neighbor distance, in Hodder, I (ed.). *Simulation studies in archaeology: Cambridge Univ. Press.* – Cambridge, 1978. – P. 91–95.
14. Neft D.S. *Statistical analysis for areal distributions, Monograph 2, Regional Science Research Inst. – Philadelphia, Pa., 172, 1966.*
15. Андрейко С.С. Газовыделения при бурении геологоразведочных скважин на Верхнекамском месторождении // *Аэропылегазодинамика горных выработок: сб. науч. тр.; Ленингр. геол. ин-т.* – Л., 1987. – С. 49–54.

### References

1. Bartels C.P.A., Ketellapper R.H. *Exploratory and explanatory statistical analysis data.* Martinus Nijhoff Publishing, Boston, 1979. – 268 p. [in English]
2. Hagget T., Cliff A.D., Frey A. *Locational analysis in human geography, 2<sup>nd</sup> ed.* John Wiley and Sons, Inc., New York, 1977. – 605 p. [in English]
3. Unwin D. *Introductory spatial analysis.* Methuen and Co., Ltd, London, 1981. – 212 p. [in English]
4. Miller R., Kahn J. *Statisticheskij analiz v geologicheskikh naukakh [Statistical analysis in the geological Sciences].* – М.: Nedra, 1965. – 383 s. [in Russian]
5. Getis A., Boots B. *Models of spatial processes, an approach to the study of point, line and area patterns.* Cambridge Univ. Press, Cambridge, 1978. – 198 p. [in English]
6. Ripley B.D. *Spatial statistics.* John Wiley and Sons, New York, 1981. – 252 p. [in English]
7. Cliff A.D., Ord J.K. *Spatial processes, models and applications.* Pion Ltd, London, 1981. – 266 p. [in English]
8. Kendall M.G., Moran P.A. *Geometrical probability,* Hafner Publ. Co., New York, 125, 1963. – 186 p. [in English]

9. King L.J. Statistical analysis in geography, Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, N. J., 288, 1969. – 214 p. [in English]
10. Doveton J.H., Parsley A.J. Experimental evaluation of trend surface distortions induced by inadequate data-point distributions: Inst. Min. And Met., Trans. Sec. B. 1970, p. 197–208. [in English]
11. Tipper J.C. Surface modelling techniques. Kansas Geological Survey on Spatial Analysis, No. 4, 1979. – 108 p. [in English]
12. Watson G.S. Statistics on spheres. John Wiley and Sons, Inc., New York, 1983. – 238 p. [in English]
13. Donnelly K.P. Simulations to determine the variance and edge effect of total nearest neighbor distance, in Hodder, I (ed.). Simulation studies in archaeology: Cambridge Univ. Press, Cambridge, 1978, p. 91-95. [in English]
14. Neft D.S. Statistical analysis for areal distributions, Monograph 2, Regional Science Research Inst., Philadelphia, Pa., 172, 1966. [in English]
15. Andrejko S.S. Gazovydeleniya pri bureнии geologorazvedochnykh skvazhin na Verkhnekamskom mestorozhdenii [Outgassing during the exploration wells drilling in the Verkhnekamsk deposit] // Aehropylegazodinamika gornykh vyrabotok: Sb. nauchn. tr. – L.: LGI.– 1987.– S. 49–54. [in Russian]

### **Об авторах**

**Андрейко Сергей Семенович** (Пермь, Россия) – доктор технических наук, заведующий кафедрой разведки месторождений полезных ископаемых Пермского национального исследовательского политехнического университета (614990, г. Пермь, Комсомольский пр., 29, e-mail: ssa@mi-perm.ru).

**Лялина Тамара Александровна** (Пермь, Россия) – аспирант кафедры разведки месторождений полезных ископаемых Пермского национального исследовательского политехнического университета (614990, г. Пермь, Комсомольский пр., 29).

### **About the authors**

**Andrejko Sergej Semenovich** (Perm, Russia) – Full Professor, Head of the Underground mining chair (614990, Perm, Komsomol prospect, 29, e-mail: ssa@mi-perm.ru).

**Lyalina Tamara Aleksandrovna** (Perm, Russia) – PhD student of Perm national research polytechnic university (614990, Perm, Komsomol prospect, 29, e-mail: Lyalina@mi-perm.ru).

Получено 09.09.2011