

ком. Для зменшення ймовірності утворення тріщин в місцях зварювання високоміцних сталей слід дотримуватися наступних основних правил [13]:

перед зварюванням необхідно прогрівати основний лист. Це важливо, як для зварювання прихватками, так і для основного проходу;

зварювані поверхні повинні бути абсолютно чистими і сухими;

мінімізація усадочних напружень досягається хорошим приляганням зварювальних поверхонь і вибором правильної послідовності маршруту зварювання;

необхідно використовувати електроди з низьким вмістом водню;

Важлива умова для забезпечення довговічної безаварійної роботи крана - проведення регулярних оглядів металоконструкцій особливо в зимовий період року і в традиційних місцях утворення тріщин. Подальших досліджень потребує вивчення надійності елементів металоконструкції кранів, що працюють на межі механічних властивостей матеріалу. Важливим також є визначення наскільки тріщина в тому чи іншому місці може бути безпечною і як довго вона не призведе до катастрофічної відмови. Також важливо визначитись, як часто слід ретельно перевіряти критичні області, щоб запобігти руйнувань в результаті втомних напружень.

### Список літератури

1. **Болотин В.В.** Ресурс машин и конструкций. М.: Машиностроение, 1990. - 448 с. ISBN 5-217-00840-7.
2. **Брауде В.И., Семенов Л.Н.** Надежность подъемно-транспортных машин: Учебное пособие. Л.: Машиностроение (Ленингр. отд-ние), 1986. -183 с.
3. **Гохберг М.М., Семенов В.П.** Усталостные разрушения в металлических конструкциях кранов//Тр. ЛПИ. 1954. - Вып. 3. - с. 110-118.
4. **Казак С.А.** Статистическая динамика и надежность подъемно-транспортных машин: Учебное пособие. Свердловск: изд. УПИ, 1987. -86с.
5. Диагностирование грузоподъемных машин / **В.И. Сероштан, Ю.С Огарь, А.И. Головин** и др.; Под ред. В.И. Сероштана, Ю.С Огаря. -М.: Машиностроение, 1992. 192с.
6. **Короткий А.А., Павленко А Н.** Определение нагруженности мостовых кранов // Известия ТулГУ. Подъемно-транспортные машины и механизмы. Вып.2. Тула: изд. ТулГУ, 1999. - С.212-219.
7. **Котельников В.С.** Оценка безопасности при эксплуатации кранов мостового типа. Диссерт. канд. техн. наук. Новочеркасск. НГТУ, 1998. -153с.
8. **Орлов А.П.** Основы теории динамического расчета грузоподъемных кранов с пространственными канатными подвесами грузов: Дис. докт. техн. наук. Санкт-Петербург, 1993. - 475 с.
9. **Панасенко Н.Н., Дементьева Н.М.** Модели прочной надежности сейсмостойких металлоконструкций подъемно-транспортных машин//Изв. Сев.-Кавказ, науч. центра высш. шк. тех. науки. Ростов н/Д 1987. - 24с.
10. **Соколов С.А.** Методические основы прогнозирования долговечности металлических конструкций грузоподъемных машин: Автореф. дис. докт. техн. наук. Санкт-Петербург, 1995. - 32 с.
11. **Фролов К.В., Махутов Н.А.** Проблемы безопасности сложных технических систем// Проблемы машиностроения и надежности машин. -1992. №5. - с.3-11.
12. **Акименко О.Ю. Логвинов И.Н.** Аварии кранов из-за хрупких разрушений металлоконструкций [Журнал] // Евразийский Союз Ученых (ЕСУ). - Москва : ООО «Евразийское Научное Содружество», 2015 г.. - 10-2 (19). - стр. 75-76.
13. **Steel Oakley High strength steel plate** [В Інтернеті]// Oakley Steel. - 16 июля 2014 г.. - 3 апреля 2015 г.. - <http://www.oakleysteel.co.uk/high-strength-steel-plate>.
14. **Санников И.И. Коврова Д.Ф., Устинов Е.П.** Исследование ударной вязкости конструкционных сталей и сварных соединений, эксплуатирующихся в условиях крайнего севера [Журнал] // Международный научно-исследовательский журнал. - Екатеринбург : ИП Соколова, 2015 г.. - 6-1 (37).
15. **М. Burzić M. Manjgo, J. Bernetić, Z. Burzić, M. Arsić** Effect of variable load on crack initiation microalloyed steel S690-ql [Журнал] // Metalurgija.: Croatian Metallurgical Society, 2015 г.. - 1 (54). - стр. 55-58.
16. **Н. Ismar Z. Burzic, N. J.Kapor, T. Kokelj** Experimental Investigation of High-Strength Structural Steel Welds Strojnikski vestnik [Журнал] // Strojnikski vestnik - Journal of Mechanical Engineering. - 2012 г.. - 6 : #. 58. - стр. 422-428.
17. **В.С. Котельников А.А. Зарецкий, А.Б. Макаров.** Состояние расчетов кранов и основные направления их развития [Журнал] // Информационный бюллетень Федеральной службы по экологическому, технологическому и атомному надзору. – М. : 2007 г.. - 28. - стр. 67-75.
18. ISO 2394: 1998 (E) General principles on reliability for structures.
19. **В.М. Бондаренко, Д.Г. Суворкин** Железобетонные и каменные конструкции М. Высшая школа, 1987. - с.143
20. **Алямовский А.А.** Solid Works/ Компьютерное моделирование в инженерной практике / **А.А. Алямовский, А.А. Собачкин, Е.В. Одинцов.** - СПб.: БВХ-Петербург. - 2005. - 800 с.
21. **В. Atli-Veltin L. Vredeveldt** Use of Forming Limit Curve as a Failure Criterion in Maritime Crash Analysis [Конференция] // 10th European LS-DYNA Conference. - Würzburg, Germany : 2015.
22. **Концевой Е.М., Розенштейн Б.М.** Ремонт крановых металлоконструкций. М.: Машиностроение, 1979. 206 с.

Рукопис подано до редакції 22.03.16.

УДК 622.14

П.И. ФЕДОРЕНКО, д-р техн. наук, проф., А.В. ПЕРЕМЕТЧИК, канд. техн. наук, доц.,  
Т.А. ПОДОЙНИЦЫНА, старший преподаватель, Криворожский национальный университет

## ГЕОМЕТРИЗАЦИЯ КАЧЕСТВЕННЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ МЕСТОРОЖДЕНИЙ И РАСПРЕДЕЛЕНИЕ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ ПЕРЕМЕННЫХ

Охарактеризованы виды распределений пространственных переменных, участвующих в процессе прогнозирования качественных показателей железорудных месторождений на основе теории пространственных переменных с использованием вариограммы. Рассматриваются методы оценки вариограммы применительно к геологическим характеристикам месторождения. Отмечается, что построение вариограммы может способствовать уточнению существующих представлений о месторождении, особенно на ранних стадиях геологических исследований. Рассматриваются виды вариограмм в зависимости от характера минерализации месторождения. Описываются вид вариограммы в зависимости от характера зоны влияния пробы в заданном направлении. Устанавливаются типы анизотропии в зависимости от характера вариограмм, построенных в различных направлениях. Отмечается, что дисперсии оценивания могут быть найдены на основе вариограмм. Описываются гипотезы случайных функций, используемых при описании массива на основе теории пространственных переменных. Рассматривается гипотеза универсального крайинга, характеризующая распределение пространственных переменных месторождения, описываемого случайным многомерным геохимическим полем.

Характер распределения пространственной переменной  $H$ , построенной по данным разведки, служит основой для дальнейшей оценки ее достоверности и пригодности. При этом возникает необходимость проверки гипотезы соответствия опытного распределения определенному теоретическому распределению или гипотезе принадлежности двух выборок одной генеральной совокупности.

Наиболее естественный путь сравнения двух значений, например, содержаний  $Z(x)$  и  $Z(x+h)$  в точках  $x$  и  $x+h$ , находящихся на расстоянии  $h$ , заключается в нахождении их разности. Реально нас не интересует знак разности. Поэтому можно ограничиться нахождением абсолютного значения  $|Z(x) - Z(x+h)|$ . Это значение, характеризующее различие между содержаниями в двух частных точках, представляет, однако, не очень большой интерес. Скорее, желательно знать среднее различие между содержаниями во всех парах точек, находящихся на расстоянии  $h$ . Поэтому необходимо найти значение  $E|Z(x) - Z(x+h)|$  для всех возможных точек  $x$  и  $x+h$ . Так как с абсолютными значениями трудно оперировать, лучше находить квадраты разностей, что и приводит к следующей характеризующей различие функции:

$$2\gamma(\vec{h}) = E[Z(x) - Z(x + \vec{h})]^2, \quad (1)$$

которая может быть представлена в виде

$$2\gamma(\vec{h}) = \frac{1}{V} \int_{V_s} [Z(x) - Z(x + \vec{h})]^2 dx, \quad (2)$$

где  $V$  - объем месторождения  $V_s$ .

Функция  $2\gamma(\vec{h})$  и есть вариограмма. Она является функцией векторного аргумента, другими словами, зависит от расстояния и направления. Вариограмма показывает, как в среднем различаются содержания в зависимости от расстояния в заданном направлении или в заданной области пространства. В общем случае определение функции основывается на тройном интеграле, вычисляемом по всему объему месторождения. На практике необходимо оценить этот интеграл по выборочным данным.

Предположим, что имеется всего  $N(\vec{h})$  пар проб, находящихся на расстоянии  $h$ , тогда можно оценить вариограмму с помощью выражения

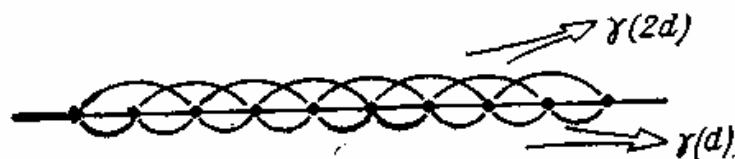


Рис. 1. Схема нахождения вариограммы по данным, характеризующим пары проб, расположенных на заданном расстоянии

$$2\gamma(\vec{h}) = \frac{1}{N(\vec{h})} \sum_{i=1}^{N(\vec{h})} [Z(x) - Z(x + \vec{h})]^2. \quad (3)$$

Рассмотрим случай, когда пробы расположены вдоль прямой с шагом  $d$  (рис. 1). Всего имеется  $n - 1$  пара для нахождения  $\gamma(d)$ ;  $n - 2$  пары для нахождения  $\gamma(2d)$  и т. д.

Все геологические характеристики, упомянутые ранее, должны находить отражение в свойствах вариограммы. Поэтому ее построение может способствовать уточнению существующих представлений о месторождении, особенно на ранних стадиях геологических исследований.

Непрерывность руд отражается особенностями поведения функции  $\gamma(h)$  при небольших значениях  $h$ . В осадочных месторождениях изменения происходят обычно очень медленно. В результате вариограмма плавно возрастает, начинаясь в нулевой точке. В других случаях минерализация может быть представлена самородками или мелкими гнездами, концентрирующимися в прожилках. Здесь резкие изменения содержания могут происходить на очень небольших расстояниях. В дальнейшем подобного рода явления будем называть «эффектом самородков». Непрерывность может вообще отсутствовать, тогда имеет место вариограмма, где какое бы ни было расстояние между пробами, содержания вообще не зависят друг от друга. Это явление обычно для золоторудных месторождений. Соответствующие функции называются вариограммами с «чистым эффектом самородков».

Естественно охарактеризовать зону влияния пробы в заданном направлении с помощью расстояния, начиная с которого вариограмма окончательно выполаживается. Типичную зону влияния можно видеть на рис. 2. Здесь показана зона влияния протяженностью 60 м на железорудном месторождении.

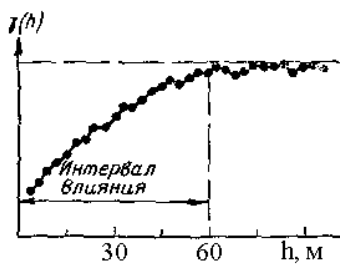


Рис. 2. «Очень хорошая» вариограмма, характеризующая железорудное месторождение по вертикали (интервал влияния равен 60 м)

Заметим также, что в некоторых случаях, чем дальше разнесены пробы, тем сильнее они различаются. Это часто наблюдается в гидротермальных месторождениях.

Когда зона влияния существует, говорят, что вариограмма относится к транзитивному типу.

Анизотропия легко определяется построением вариограмм в различных направлениях. Вариограммы могут считаться идентичными, если непрерывность руд одна и та же во всех направлениях. Такой простейший случай, к сожалению, встречается крайне редко. Более обычная ситуация изображена на рис. 3.

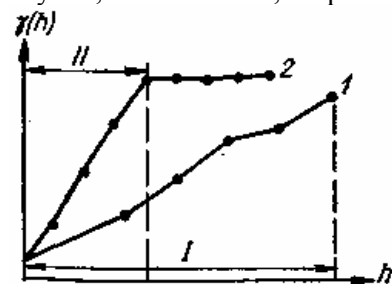


Рис. 3. Вариограммы, отражающие различную изменчивость содержания на железорудном месторождении в горизонтальном (1) и вертикальном (2) направлениях. Интервалы влияния: I – по горизонтали, II – по вертикали

Размеры зон влияния по вертикали и горизонтали на железорудном месторождении сильно различаются. Можно считать, что расстояние по вертикали эквивалентно тому же расстоянию по горизонтали, умноженному на коэффициент анизотропии  $k$ , который в рассматриваемом случае больше единицы. Например, если  $k=3$ , то расстояние 3 м по вертикали эквивалентно расстоянию 9 футов по горизонтали, по крайней мере, в аспекте изменчивости содержания.

Устанавливаются и другие типы анизотропии. Так, в расслоенных залежах общая изменчивость в каком-либо направлении может быть представлена в виде суммы двух независимых составляющих: изотропной компоненты и зональной, которая зависит только от числа пересекаемых слоев. Различия между содержаниями в двух точках определяются в данном случае не только расстоянием между ними, но и положением в расслоенной системе. Заметим, что расслоенность может быть выражена, и не явно. Тогда вариограммы сложно интерпретировать.

Приведенные данные свидетельствуют о том, что вариограмма отражает все геологические свойства, отмеченные выше. Поэтому резонно сделать вывод, что процедуры оценивания, ос-

нованные на вариограммах, могут привести к получению геологически значимых результатов. Покажем теперь, что и дисперсии оценивания могут быть найдены на основе вариограмм.

Предположим, что требуется определить дисперсию погрешностей оценивания  $\varepsilon_i$ . Пусть  $Z(V_i)$  - точное неизвестное содержание в блоке  $V_i$ ;  $Z^*(V_i)$  - линейная комбинация  $Z^*(V_i) = \sum_{j=1}^n a_j Z(X_j)$  известных содержаний в пробах, отобранных в точках  $X_j$  ( $j = 1, \dots, n$ ).

Тогда

$$\begin{aligned} \text{var } \varepsilon_i = \text{var}[Z(V_i) - Z^*(V_i)] &= \text{var}[Z(V_i)] - \\ &- 2 \text{cov}[Z(V_i), Z^*(V_i)] + \text{var}[Z^*(V_i)] = \text{var}[Z(V_i)] - \\ &2 \sum_j a_j \text{cov}[Z(V_i), Z(X_j)] + \sum_j \sum_k a_j a_k \text{cov}[Z(X_j), Z(X_k)] \end{aligned} \quad (4)$$

Если рассмотреть все дисперсии и ковариации, входящие в это соотношение, то можно понять, что все они находятся на основе вариограммы.

Дисперсия содержаний в блоках  $\text{var}[Z(V_i)]$  зависит от средних различий между содержаниями во всех парах точек внутри блоков. Если это среднее расхождение невелико, дисперсия содержаний в блоках будет также невелика; если расхождение значительное, дисперсия будет большой. Так как различия между содержаниями в точках учитываются при построении вариограммы, резонно утверждать, что дисперсию содержаний в блоках можно найти, основываясь на вариограмме.

Ковариация содержаний в блоках и пробах  $\text{cov}[Z(V_i), Z(X_j)]$  характеризует корреляцию между содержаниями в блоках и пробах. Она равна средней корреляции между содержаниями в точках блоков и в пробах, что учитывается вариограммой. Поэтому можно снова утверждать, что если вариограмма известна, можно найти ковариации.

Ковариация содержаний в пробах  $\text{cov}[Z(X_j), Z(X_k)]$  является частной разновидностью ковариации  $\text{cov}[Z(V_i), Z(X_j)]$ . Известно, что зависимость, точнее, отсутствие зависимости, между содержаниями в парах проб учитывается вариограммой. Более того, ковариация должна быть равна разности между некоторой константой и функцией  $\gamma(h_{jk})$ , если  $h_{jk}$  - расстояние между пробами  $X_j$  и  $X_k$ .

Относительно случайных функций, используемых при описании, вводится ряд предположений.

В геостатистической литературе можно обнаружить три типа допущений.

Гипотеза стационарности случайной функции в широком смысле, редко находящая подтверждение в реальных явлениях, предполагает выполнение двух условий. Во-первых, математическое ожидание пространственной переменной  $Z(x)$  должно быть одно и то же во всей интересующей нас области. Во-вторых, корреляционная функция пространственной переменной  $Z(x)$  зависит только от разности аргументов, для которых взяты ординаты случайной функции.

Следовательно, математическое ожидание

$$E[Z(x)] = m, \quad (5)$$

а ковариационная функция

$$E\{[Z(x) - m][Z(x + \mathbf{h}) - m]\} = K(x, x + \mathbf{h}) = K(\mathbf{h}), \quad (6)$$

где  $\mathbf{h}$  - вектор из пространства  $R^n$ ;  $h$  - длина вектора  $\mathbf{h}$ . Дисперсия случайной функции  $Z(x)$  равна

$$\text{var}[Z(x)] = E\{(Z(x) - m)^2\} = K(\mathbf{0}), \quad (7)$$

т.е. случайная функция имеет конечную ковариацию, когда дисперсия  $\text{var}[Z(x)]$  конечна в каждой точке.

Гипотеза стационарности приращений состоит в следующем. Во многих месторождениях, как показано Криге, конечной дисперсии содержаний не существует. Если же рассматривать вместо содержаний их приращения, то конечная дисперсия существует. Следовательно, рассматривая приращения функции  $Z(x) - Z(x + \mathbf{h})$  вместо самой исходной функции, можно ввести следующие предположения:

$$E[Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)] = 0; \quad (8)$$

$$\text{var}[Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)] = 2\gamma(\mathbf{h}), \quad (9)$$

где  $\gamma(\mathbf{h})$  – вариограмма случайной функции.

Последнее соотношение представляет собой определение вариограммы. Легко видеть, что оно записывается в виде

$$\text{var}[Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)] = E\{Z(x + \mathbf{h}) - Z(x) - E[Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)]\}^2$$

и так как

$$E[Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)] = 0,$$

то

$$\text{var}[Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)] = E[Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)]^2. \quad (10)$$

Это выражение совпадает определением вариограммы.

Кроме того, если случайная функция стационарна в широком смысле, она также удовлетворяет данной гипотезе и ее вариограмма определяется соотношением

$$\text{var}[Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)] = \text{var}[Z(x + \mathbf{h})] + \text{var}[Z(x)] - 2\text{cov}[Z(x + \mathbf{h}), Z(x)]$$

или, используя ранее введенные определения и деля на 2, имеем

$$\gamma(\mathbf{h}) = K(\mathbf{0}) - K(\mathbf{h}). \quad (11)$$

Вариограмму можно определить следующим образом

$$\text{variogram} = \gamma(\mathbf{h}) = (1/2) \text{var}[Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)]. \quad (12)$$

Определенная выше вариограмма относится к переменной  $Z(x)$ , заданной в точках  $x$ . Будем называть такую переменную и ее вариограмму точечными.

Гипотеза универсального крайгинга состоит в следующем.

Третий тип допущений предполагает, что второй момент случайной функции или ее приращений обладает некоторыми свойствами стационарности внутри области ограниченных размеров и что математические ожидания внутри этой области изменяются более или менее регулярно.

Если  $x$  и  $y = x + \mathbf{h}$  взяты в пределах подобной области, то

$$E[Z(x)] = m(x) \text{ или } E[Z(x) - Z(y)] = m(x) - m(y), \quad (13)$$

причем

$$m(x) = \sum_{i=0}^k d_i f_i(x), \quad (14)$$

где  $f_i(x)$  – независимые функции, число которых равно  $k + 1$ ;  $d_i$  – неизвестные числовые коэффициенты. Кроме того,

$$\text{cov} [Z(x), Z(x + \mathbf{h})] = K(\mathbf{h}) \text{ или } \text{var} [Z(x + \mathbf{h}) - Z(x)] = 2\gamma(\mathbf{h}). \quad (15)$$

При принятии гипотез этого (третьего) типа на основе экспериментальных данных необходимо не только определить ковариационную функцию и вариограмму, но и найти размеры области, для которой гипотеза остается в силе, вид функций  $f_i(x)$  и их количество, а также значения коэффициентов  $d_i$ , зависящие от положения области во всем рассматриваемом пространстве.

**Таким образом,** фактически получены результаты, позволяющие описывать случайные функции с несколькими компонентами, имеющими стационарные приращения. Каждая последующая гипотеза обобщает предшествующие.

Точно так же и сама теория пространственных переменных включает все ранее перечисленные случаи.

По сути, гипотеза универсального крайгинга характеризует распределение пространственных переменных месторождения, описываемого случайным многомерным геохимическим полем.

### Список литературы

1. Бондаренко В.Н. Статистические решения некоторых задач геологии. – М.: Недра. – 1970. – 246 с.
2. **Боровко Н.Н.** Статистический анализ пространственных геологических закономерностей. – М.: Недра. – 1971. – 272 с.
3. **Букринский В.А.** Геометрия недр: Учебник для вузов. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Недра, 1985.
4. **Гудков В.М.** Сравнение распределения пространственных переменных. // Маркшейдерский вестник, 1997. – № 1. – С. 8-11.
5. **Давид М.** Геостатистические методы при оценке запасов руд. – Л.: Недра, 1980.
6. **Де Гроот М.** Оптимальные статистические решения. – М.. – 1974. – 481 с.
7. **Девис Дж. С.** Статистический анализ данных в геологии. Книга 1. – М.: Недра. – 1990. – 246 с.
8. **Крамбейн У., Грейбилл Ф.** Статистические модели в геологии. – М.: Мир. – 1969. – 400 с.
9. **Крамбейн У., Кауфмен М., Мак-Кеммон Р.** Модели геологических процессов – М.: Мир. – 1973. – 150 с.
10. **Матерон Ж.** Основы прикладной геостатистики. – М.: Мир, 1982.
11. **Миллер Р.Л, Кан Дж. С.** Статистический анализ в геологических науках. – М.: Мир. – 1965. – 482 с.
12. **Низгурецкий З.Д.** К приложению теории нестационарных случайных функций для оценки результатов геометризации месторождений. – Л.: изд. ВНИМИ. – 1974. – Сб. № 93. – С. 99–113.
13. **Низгурецкий З.Д.** Использование элементов теории случайных функций для оценки точности определения содержания полезного компонента и мощности залежи при геометризации. – Тр. ВНИМИ. – Т. 40. – 1963. – С. 292–311.
14. Krige D.G. A review of development of geostatistics in South Africa // In: Advanced Geostatistics in the Mining Industry. Reidel, Dordrecht, Netherlands. 1976. P. 279-294.
15. **Marechal A., Serra J.** Random kriging // In: D.F. Merriam (Editor), Geostatistics. A Colloquium. Plenum Press, New York. 1970. P. 91-112.
16. **Matheron G.** Kriging or polynomial interpolation procedures. – CIMM Trans., 70. 1967. P. 240-244.
17. **Matheron G.** The intrinsic random functions and their applications. – Adv. Appl. Prob., 5. 1973. P. 439-468.

Рукопись поступила в редакцию 11.04.16