

Антонов Владимир Александрович

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОТЯЖЕННЫХ ГЕОЛОГИЧЕСКИХ ОБРАЗОВАНИЙ МЕТОДОМ НЕЛИНЕЙНОЙ ФУНКЦИОНАЛЬНО-ФАКТОРНОЙ РЕГРЕССИИ

Представлены приемы моделирования протяженных геологических образований, рельефных объектов и пространственных литологических процессов методом нелинейной регрессии. Ее особенностями являются функционально-факторный принцип формирования моделей и оптимизация их параметров методом приближений параболической вершины. Достоверность моделей оценивается по предложенному двухстороннему критерию соответствия погрешностям экспериментальных данных. Эффективность метода показана на двух примерах моделирования геологических образований.

Адрес статьи: www.gramota.net/materials/1/2015/1/2.html

Статья опубликована в авторской редакции и отражает точку зрения автора(ов) по рассматриваемому вопросу.

Источник

Альманах современной науки и образования

Тамбов: Грамота, 2015. № 1 (91). С. 14-19. ISSN 1993-5552.

Адрес журнала: www.gramota.net/editions/1.html

Содержание данного номера журнала: www.gramota.net/materials/1/2015/1/

© Издательство "Грамота"

Информация о возможности публикации статей в журнале размещена на Интернет сайте издательства: www.gramota.net

Вопросы, связанные с публикациями научных материалов, редакция просит направлять на адрес: almanac@gramota.net

Неработающие пенсионеры воспринимают свою жизнь осмысленной в прошлом, настоящем и будущем. Наличие целей в будущем придает осмысленность и временную перспективу, но живут сегодняшним днем, их планы не всегда имеют реальную опору в настоящем, умеют контролировать собственное состояние, стремятся к самоутверждению и независимости. Способны к быстрому установлению глубоких и тесных контактов с людьми, стремятся к приобретению знаний об окружающем мире и творчеству. Пенсионеров данной группы отличает умеренная выраженность стремления к актуализации собственного потенциала. Исходя из вышесказанного, можно сделать вывод, что взаимосвязь смысловой сферы и самореализации лиц пенсионного возраста имеет свои особенности, обусловленные трудовой занятостью или незанятостью.

Список литературы

1. **Авдеева Т. Г.** Ценностно-смысловые ориентации личности руководителя: автореф. дисс. ... к. психол. н.: 19.00.01. М.: МГПУ, 2011.
2. **Пилипенко Н. Н.** Психологические особенности самореализации личности в условиях профессионального кризиса // Социальная психология. 2005. № 3. С. 72-79.

INTERCONNECTION OF SENSE SPHERE AND SELF-REALIZATION IN ADULTHOOD

Avdeeva Tat'yana Gennad'evna, Ph. D. in Psychology
Krasnoyarsk State Pedagogical University named after V. P. Astafyev
avd_2005_61@mail.ru

The sense of human socialization in adulthood consists in finding the ways of self-realization and its implementation. In the modern Russian conditions the process of self-realization during retirement acquires particular importance, as the correction of new life senses and the trajectories of self-realization is needed. The purpose of this article is to identify the characteristic features of the interconnection of the sense sphere and self-realization of working and retired pensioners.

Key words and phrases: personality of mature age; sense sphere; self-realization; levels of self-realization; retirement age.

УДК 550.8:519.2

Науки о Земле

Представлены приемы моделирования протяженных геологических образований, рельефных объектов и пространственных литологических процессов методом нелинейной регрессии. Ее особенностями являются функционально-факторный принцип формирования моделей и оптимизация их параметров методом приближений параболической вершины. Достоверность моделей оценивается по предложенному двухстороннему критерию соответствия погрешностям экспериментальных данных. Эффективность метода показана на двух примерах моделирования геологических образований.

Ключевые слова и фразы: геологическое образование; пласт; распределение минерального компонента; нелинейная регрессия; модель.

Антонов Владимир Александрович, д.т.н.

Институт горного дела Уральского отделения Российской академии наук

Antonov@igduran.ru

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРОТЯЖЕННЫХ ГЕОЛОГИЧЕСКИХ ОБРАЗОВАНИЙ МЕТОДОМ НЕЛИНЕЙНОЙ ФУНКЦИОНАЛЬНО-ФАКТОРНОЙ РЕГРЕССИИ[©]

Введение. Исследования протяженных геологических образований, например, рельефных объектов или пространственных литологических процессов, часто проводят путем математического моделирования распределений в геопространстве их структурных, геохимических и петрографических признаков. Созданные таким образом модели представляют собой решения обратных задач, полученные по данным геофизических измерений и геологического опробования горных пород в узловых точках исследуемого геопространства. Выводы о свойствах и закономерностях геологических образований целиком зависят от полноты и достоверности модельных представлений, описывающих распределение признаков в областях интерполяции и экстраполяции, т.е. в пространстве, находящемся между узловыми точками и примыкающем к ним извне. Поэтому к моделям предъявляются требования по точности и доверительным интервалам координатной привязки признаков на всей площади исследования.

В настоящее время признаки геологических объектов и процессов, например, вертикальные отметки кровли и подошвы продуктивного пласта или горизонтальное распределение в нем содержания минерального компонента, моделируются известными отечественными и зарубежными компьютерными программами,

такими как *Surpac*, *K-mine*, Майнфрэйм. Используемые в них кригинг-интерполяционные, сеточные или каркасно-блочные методы моделирования в отмеченных областях дают лишь весьма грубые оценки координатного положения выделенного признака в геопространстве без доверительных интервалов его обнаружения. Такой же малой точностью и информативностью обладают регрессионные полигональные и сплайновые модели, представленные степенным рядом с априори заданными целочисленными показателями степени – поверхностями второго и третьего порядка. Очевидно, что описание геологических образований указанными методами весьма ограничено, а создание достоверной их модели является сложной и до сих пор не решенной проблемой.

Методология исследования. Для решения обозначенной проблемы в Институте горного дела УрО РАН разработана методология построения математических моделей геологических объектов и процессов на основе функционально-факторных уравнений нелинейной регрессии с самоопределяющимися параметрами (регрессии ФСР) [2]. Исследуемый в модели признак геологического образования представляется полиномом степенных, показательных и других факторных функций, зависящих от аргументов – горизонтальных координат. Сначала эти функции задаются в общем виде. Их количество и взаимодействие устанавливаются по наличию факторов монотонностей и характерных локальных особенностей в изменениях признака в узловых точках. Показатели степени, коэффициенты и другие параметры факторных функций, устанавливающие прохождение поверхности регрессии в окрестностях узловых точек и конкретные ее черты возрастания, убывания, вогнутости или выпуклости, объективно рассчитываются специально разработанным методом приближений параболической вершины (МППВ) как оптимальные в области дробных, положительных и отрицательных рациональных чисел. Критерием оптимизации является приведение коэффициента детерминации модели к максимуму.

Достоверность построенных моделей проверяется по соответствию отклонений зависимого признака от его значений в узловых точках случайной погрешности исходных данных. Она возникает из-за влияния неучтенных случайных факторов. Главным из них является погрешность геофизических и геологических измерений зависимого признака в узловых точках. Оценка достоверности моделей описана в работе [1]. На стадии формирования регрессии рассчитывается интервал допустимых значений коэффициента детерминации искомой модели, адекватной упомянутым погрешностям. Если коэффициент детерминации ниже допустимого значения, то отображение закономерности пространственной изменчивости признака недостаточно, и модель следует дополнить с учетом влияния на закономерность ранее упущенных факторов. Если коэффициент детерминации выше допустимого значения, то модель содержит избыточную детальную структуру, которая отображает лишь частную реализацию случайных отклонений зависимого признака в узловых точках данного эксперимента. В повторных геофизических и геологических измерениях этого же признака его случайные отклонения в узловых точках перераспределяются с другой реализацией, и соответственно изменится избыточная модель уравнения регрессии. Это мешает выявлению искомой закономерности. Следовательно, модель нужно упростить, исключив функцию отображения частной реализации случайных факторов.

Отображение характерных особенностей изменения признаков регрессией ФСР наиболее достоверно по сравнению с известными моделями, где функции подбираются формально, искусственно с априори заданными целочисленными параметрами. Это достигается в основном за счет объективного учета факторного влияния на регрессию и дополнительной свободы оптимизации параметров, содержащихся в факторных функциях.

Практические результаты. Вид регрессионной модели протяженных природных образований определяется условиями и характерными особенностями конкретной геологической задачи. Достоверность моделирования существенно зависит от объективности выбора входящих в регрессию факторных функций и погрешности экспериментальных измерений зависимой величины, принятых в узловых точках в качестве исходных данных. Эффективность предложенной методологии исследования протяженных геологических образований, с учетом влияния отмеченных особенностей, покажем на двух практических примерах.

Пример 1. Исследуется пространственная изменчивость контактных поверхностей продуктивного пласта россыпного месторождения золота с покрывающими и подстилающими горными породами. Положение пласта в геопространстве описывается моделями регрессии ФСР вертикальных отметок его кровли и подошвы.

В качестве узловых точек для моделирования приняты вертикальные H_i и горизонтальные X_i, Y_i координаты верхней и нижней границы продуктивных интервалов пласта, подсеченных буровыми скважинами. Бурение проводилось на полигоне в узлах регулярной сетки. На Рис. 1а показано положение в геопространстве буровых скважин и обнаруженных в них золотоносных интервалов. Средняя квадратичная погрешность измерения верхних и нижних отметок H_i выделенных интервалов, из-за регулярного усреднения зерна в циклах геологического опробования, составила $\sigma_r=0,17$ м. Относительная погрешность данных измерений, с учетом средней глубины залегания пласта 245 м, оценивается значением 0,0007. Известно, что в исследуемом геологическом районе в направлениях падения и простирания покрывающих торфов и подстилающих продуктивный пласт горных пород присутствует слабо выраженная складчатость. Тектонических и других дизъюнктивных нарушений нет.

Естественно, что создаваемая модель пласта отразит изменчивость положения его кровли и подошвы в детальности, соответствующей размерам сети геологического опробования, т.е. 10×50 м². Исходя из погрешности измеренных отметок H_i в узловых точках, оценим допустимый интервал значений коэффициента детерминации R^2 искомого регрессионных моделей. В этом интервале они с заданной вероятностью P будут отделять в вертикальных отметках пласта закономерную компоненту от случайной. С учетом принятого значения $P=0,95$ по формулам

$$R_{\text{н}}^2 = 1 - \frac{f \sigma_r^2}{\chi_{\alpha, f}^2 D_y} \quad \text{и} \quad R_{\text{в}}^2 = 1 - \frac{f \sigma_r^2}{\chi_{\alpha, f}^2 D_y} \quad (1)$$

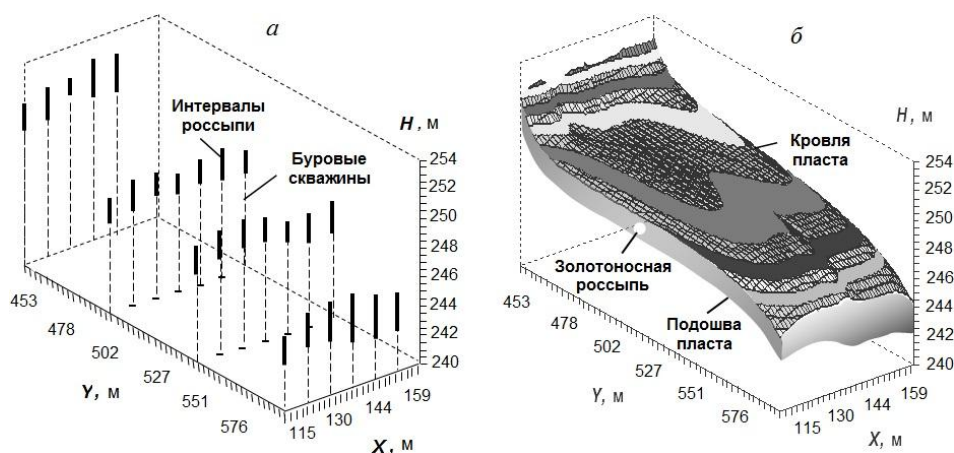


Рис. 1. Расположение в геопространстве интервалов золотоносной россыпи, выделенных в буровых скважинах (а), и регрессионная модель ее пласта (б)

рассчитаны границы интервала: для кровли нижнее $R^2_{\text{кн}}=0,9828$, верхнее – $R^2_{\text{кв}}=0,9957$; для подошвы нижнее $R^2_{\text{пн}}=0,9931$, верхнее – $R^2_{\text{пв}}=0,9962$. Здесь обозначено: f – число степеней свободы; $\chi^2_{\alpha_1, f}$ и $\chi^2_{\alpha_2, f}$ – процентные точки распределения Пирсона на соответствующих уровнях $\alpha_1=0,025$ и $\alpha_2=0,975$; $D_y = D_H$, где D_H – дисперсия значений вертикальных отметок H_i .

Вид регрессионных моделей кровли и подошвы пласта определяется особенностями пространственного распределения узловых точек. Соответствующий анализ показывает, что имеется наличие шести основных факторов монотонностей в изменениях отсчетов H_i . Три монотонности направлены по оси X , одна монотонность – по оси Y , и две монотонности – в направлении под углом к упомянутым осям. Действие факторов, изгибающих модельные поверхности пласта по упомянутым монотонностям, выразим соответствующими степенными функциями: осевыми X^{1x_1} , X^{2x_2} , X^{3x_3} , Y^{1y_1} и диагональными $X^{1x_1m} Y^{1y_1m}$, $X^{1x_2m} Y^{1y_2m}$. Кроме того, существуют дополнительные факторы локального подъема или спада отсчетов H_i , действие которых выразим двумерными смещенными функциями нормального распределения.

Отмеченные выше показатели степени и другие параметры регрессии оптимизированы методом МППВ. В результате оптимизации модель продуктивного пласта доведена до конкретного математического вида. Вертикальная отметка модельной кровли пласта $H_K(X, Y)$ рассчитывается по уравнению

$$H_K = 1,298 \cdot 10^{-13} X^{7,329} + 1,8324 \cdot 10^{-7} X^{4,543} - 1,2384 \cdot 10^{-8} X^{5,1531} - 3,021 \cdot 10^{-77} Y^{27,71} - 1,522 \cdot 10^{-16} X^{8,496} Y^{0,0121} + 4,362 \cdot 10^{152} X^{-1,011} Y^{-56,557} + \sum_{i=1}^5 \frac{A_i}{2\pi \cdot \sigma_1 \cdot \sigma_2} e^{-\frac{(X-x_i)^2}{2\sigma_1^2} - \frac{(Y-y_i)^2}{2\sigma_2^2}} + 232,87, \quad (2)$$

где применяются значения, приведенные в Таблице 1. Коэффициент детерминации данной модели составляет $R^2=0,9956$.

Таблица 1. Значения параметров в формуле (2)

i	A_i	x_i	y_i	σ_{1i}	σ_{2i}
1	116	130	449	5	12
2	200	130	600	2,5	28
3	-250	116	450	3	12
4	-200	140	560	2,5	22

Вертикальное положение подошвы пласта $H_{II}(X, Y)$ определяется следующим уравнением:

$$H_{II} = 1,162 \cdot 10^{-14} X^{7,829} + 1,574 \cdot 10^{-7} X^{4,543} - 1,417 \cdot 10^{-8} X^{5,0796} - 1,2 \cdot 10^{-100} Y^{36,14} - 3,46 \cdot 10^{-16} X^{8,439} Y^{0,0113} + 4,07 \cdot 10^{152} X^{-1,012} Y^{-56,557} - \frac{6,53}{\sqrt{2\pi \cdot 5}} e^{-\frac{[X-(4,31 \cdot 10^{-24} Y^{8,93} + 103,18)]^2}{2 \cdot 5^2}} + \sum_{i=1}^2 \frac{A_i}{2\pi \cdot \sigma_{1i} \sigma_{2i}} e^{-\frac{[(X-x_i) \cos \phi_i + (Y-y_i) \sin \phi_i]^2}{2 \cdot \sigma_{1i}^2} - \frac{[-(Y-y_i) \cos \phi_i + (X-x_i) \sin \phi_i]^2}{2 \cdot \sigma_{2i}^2}} + 234,33. \quad (3)$$

Коэффициент его детерминации $R^2=0,9932$. Обозначения параметров уравнения сведены в Таблице 2.

Таблица 2. Значения параметров в формуле (3)

i	A_i	x_i	y_i	σ_{1i}	σ_{2i}	Φ_i
1	-127	139,8	549,5	8,2	3	1,298
2	3000	138	514	185	6	1,298

Графическое изображение модели пласта, ограниченного поверхностями кровли H_k и подошвы H_n , показано на Рис. 1б. Средняя мощность пласта составляет около полтора метра. По направлению с юга на север положение его кровли и подошвы существенно снижается с небольшими изгибами. По направлению с запада на восток пласт имеет так же слабо выраженную складчатость. Среднеквадратичные вертикальные отклонения регрессионных поверхностей H_k и H_n от узловых точек составляют: для кровли $\sigma_k=0,14$ м; для подошвы $\sigma_n=0,18$ м, что соответствует упомянутой выше погрешности σ_r измерений высоты H_i . Это означает, что модель по достоверности является адекватной. Отсекая или дополняя упомянутые случайные отклонения в узловых точках, она выделяет лишь закономерную составляющую в вертикальных отметках кровли и подошвы пласта, соответствующую их природной изменчивости.

Построенная модель позволяет по координатам X, Y в функциональных выражениях (2), (3) определить положение вертикальных границ золотоносного пласта, рассчитать его объем и оценить запасы в нем золота. Пример выделения контуров вертикальных сечений пласта в плоскостях $Y=460$ м и $Y=579$ м показан на Рис. 3а. Вероятность практического обнаружения границ пласта оценивается доверительными интервалами «зон риска». Чтобы обнаружить внутри каждого интервала кровлю или подошву пласта с вероятностью 0,95, достаточно принять их вертикальный размер соответственно равным двум среднеквадратичным отклонениям σ_k или σ_n . При приближении к пласту сверху в заданных координатах X, Y моделью выделяется зона «предохранительной подушки», которая находится в покрывающих горных породах в расчетном интервале от H_k до $H_k+2\sigma_k$ и составляет 0,28 м. По мере вертикального приближения внутри пласта к его подошве в интервале от H_n до $H_n+2\sigma_n$ отмечается зона «границной неопределенности». При дальнейшем углублении, ниже подошвы пласта в подстилающих горных породах, рассчитывается интервал зоны «задирки плотика» от $H_n-2\sigma_n$ до H_n . Обе зоны имеют вертикальный размер 0,36 м.

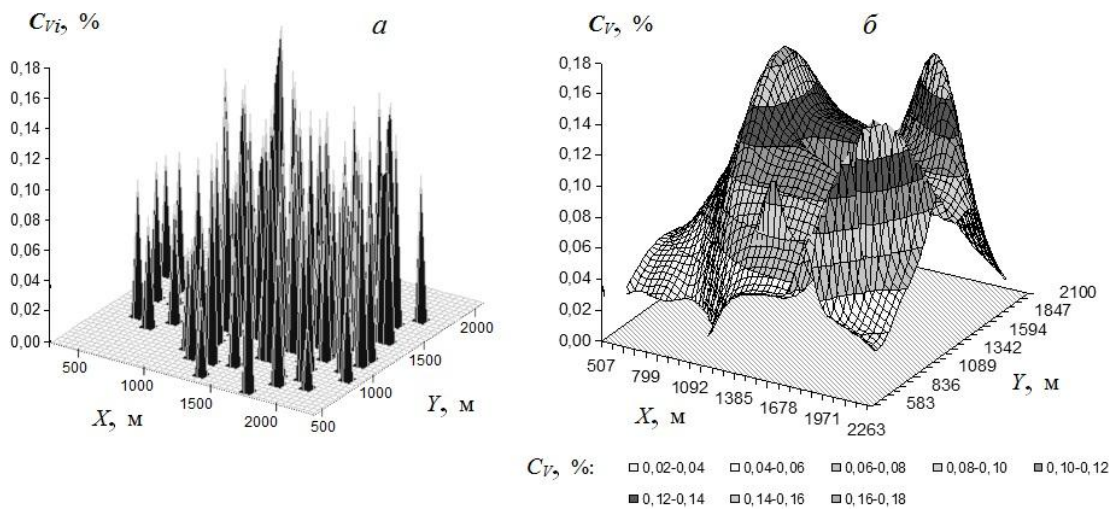


Рис. 2. Распределения содержаний пентоксида ванадия в габбро-пироксенитовых горных породах, полученных в результате геологического опробования (а) и регрессионного моделирования (б)

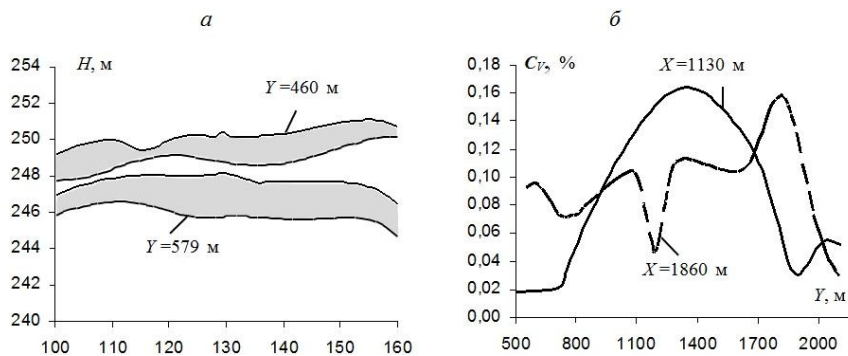


Рис. 3. Контурные сечений пласта золотоносной россыти (а) и графики профильных распределений пентоксида ванадия в габбро-пироксенитах (б)

Пример 2. Исследуется горизонтальное площадное распределение пентоксида ванадия V_2O_5 , содержащегося в габбро-пироксенитовых горных породах. Соответствующее геохимическое картирование, включая выделение и оконтуривание участков пород с разным содержанием окиси, проводится методом регрессии ФСП. В качестве исходных данных для построения регрессионной модели приняты результаты геологического опробования керна, извлеченного при бурении скважин с глубины данного горизонта, на содержание пентоксида ванадия C_{Vi} . Полученное таким образом распределение в узловых точках C_{Vi} на исследуемой площади показано на Рис. 2а.

Из-за неизбежных потерь в представительности геологического опробования, накапливающихся в процессе отбора и сокращения керновых проб, среднее квадратичное отклонение воспроизводимых определений C_{Vi} составляет $\sigma_r=0,033\%$. Учитывая, что среднее содержание C_{Vi} в пироксенитах оценивается значением $0,13\%$, относительная погрешность геологического опробования составляет $0,25$.

В соответствии с отмеченной погрешностью отсчетов C_{Vi} по формулам (1) определен интервал значений коэффициента детерминации R^2 искомой модели, допустимый в оценке ее адекватности. В расчете принято $D_y=D_c$, где D_c – дисперсия содержаний пентоксида ванадия в узловых точках. В результате с доверительной вероятностью $0,95$ рассчитаны соответствующие граничные значения интервала: нижнее $R^2_{н}=0,4235$ и верхнее $R^2_{в}=0,6587$.

Распределение узловых точек, показанное на Рис. 2а, характеризуется наличием участков монотонного подъема содержания C_{Vi} вдоль осей X и Y и последующего спада. Еще наблюдаются две подобные монотонности в расположении узловых точек, направленные под углом к осям. Эта особенность отражена в общем виде регрессионного уравнения соответствующими степенными функциями: осевыми $X^{\mu_{x1}}$, $X^{\mu_{x2}}$ и $Y^{\mu_{y1}}$, $Y^{\mu_{y2}}$ и диагональными $X^{\mu_{x1m}}Y^{\mu_{y1m}}$, $X^{\mu_{x2m}}Y^{\mu_{y2m}}$. В центральной части выделенной площади пироксенитов, где содержание пентоксида ванадия относительно повышено, имеются локальные зоны с еще большим содержанием C_{Vi} . В исходном уравнении регрессии они отображаются двумерными функциями нормального распределения, смещенными по осевым координатам и углу поворота.

Коэффициенты и показатели степени составленного уравнения оптимизированы МППВ. В результате получена конкретная регрессионная модель площадного распределения пентоксида ванадия C_V . Представим ее в виде уравнения:

$$C_V = 807,6752 + 2,0049 X^{0,20878} - 224,6877 X^{-0,12578} - 305,3889 Y^{-0,08463} + 3679,6323 Y^{-1,2154} - \\ - 406,8395 \cdot X^{0,02154} Y^{0,0233} + 1816,6195 \cdot X^{-0,8} Y^{-0,188} + \quad (4) \\ + \sum_{i=1}^{i=6} \frac{A_i}{2\pi \cdot \sigma_{1i} \sigma_{2i}} e^{-\frac{[(x-x_i)\cos\phi_i + (y-y_i)\sin\phi_i]^2}{2 \cdot \sigma_{1i}^2} - \frac{[(x-x_i)\sin\phi_i - (y-y_i)\cos\phi_i]^2}{2 \cdot \sigma_{2i}^2}}$$

Значения параметров уравнения приведены в Таблице 3.

Таблица 3. Значения параметров в формуле (4)

i	A_i	x_i	y_i	σ_1	σ_2	ϕ
1	7000	1150	1350	95	250	-0,1
2	12000	1900	1800	80	275	0,95
3	7000	2050	850	45	275	-0,6
4	-7800	1000	750	95	290	0,6
5	-6000	1030	1840	75	195	-1,15
6	-3500	1740	1200	160	40	-0,1

График модельного распределения содержания C_V на площади габбро-пироксенитовых горных пород показан на Рис. 2б. Коэффициент детерминации построенной модели $R^2=0,5044$ и среднее квадратичное отклонение поверхности регрессии от значений C_{Vi} в узловых точках $\sigma_c=0,035\%$ удовлетворяют условию адекватности. Это означает, что факторными функциями уравнения регрессии с предельно допустимой полнотой, при данной погрешности отсчетов в узловых точках, выражена природная изменчивость площадного распределения в пироксенитах содержания пентоксида ванадия. Выделенная закономерность распределения C_V подтверждается тем, что случайные отклонения регрессии от данных геологического опробования в узловых точках с доверительной вероятностью $0,95$ объясняются погрешностью его воспроизводимости.

Полученная модель (4) при фиксированных значениях координат X или Y позволяет получать в функциональном виде природную изменчивость содержания C_V вдоль любого заданного профиля. Пример выделения подобной изменчивости по меридианным профилям $X=1130$ м и $X=1860$ м показан на Рис. 3б.

Следует добавить, что содержание пентоксида ванадия в пироксенитах C_V , рассчитанное по регрессионной модели в заданной точке площади с координатами X и Y , является лишь средним значением. Реальное содержание окиси с доверительной вероятностью $0,95$ может отклоняться от среднего значения на интервал $\pm 2\sigma_c$. По этой причине положение изолиний, разделяющих на Рис. 2б горные породы на участки с разным содержанием пентоксида ванадия, следует воспринимать так же усредненным. Изолинии с обозначенной вероятностью могут смещаться, образуя около среднего положения соответствующие зоны, где содержание окиси ванадия изменяется от $C_V-2\sigma_c$ до $C_V+2\sigma_c$.

Заключение. Изложенные приемы моделирования протяженных геологических образований регрессией ФСП, как показано на практических примерах, дают возможность успешно решать обратные задачи отображения их формы, размера и положения в геопространстве. Достоверность отображения обеспечивается начальным формированием модельных уравнений по принципу учета объективно существующих факторов влияния, оптимизацией МППВ априори неизвестных функциональных параметров и проверкой полученной модели на адекватность. При этом она существенно зависит от точности данных, исходных для регрессии. Отмеченные свойства регрессии ФСП дают основание полагать, что создаваемые ею модели могут применяться для прогнозирования литологических распределений, оконтуривания локализованных минеральных ресурсов и оценки их запасов, а также проектирования и управления геологоразведочными работами.

Список литературы

1. **Антонов В. А.** Оценка адекватности регрессионной модели по погрешности экспериментальных измерений // Альманах современной науки и образования. Тамбов: Грамота, 2014. № 11 (89). С. 27-32.
2. **Антонов В. А.** Построение и оптимизация моделей нелинейной функционально-факторной регрессии // Информационные технологии. 2013. № 5. С. 17-24.

MODELING OF EXTENDED GEOLOGICAL FORMATIONS BY THE METHOD OF NONLINEAR FUNCTIONAL-FACTORIAL REGRESSION

Antonov Vladimir Aleksandrovich, Doctor in Technical Sciences
Institute of Mining of the Ural Branch of the Russian Academy of Sciences
Antonov@igduran.ru

In the article the modeling techniques of extended geological formations, relief objects and spatial lithological processes by the method of nonlinear regression are presented. Its peculiarities are the functional-factorial principle of models formation and the optimization of their parameters by the method of the approximations of a parabolic top. The reliability of the models is estimated by the proposed double-sided criterion of correspondence with the errors of experimental data. The efficiency of the method is demonstrated by two examples of the modeling of geological formations.

Key words and phrases: geological formation; stratum; distribution of mineral component; nonlinear regression; model.

УДК 94(47)

Исторические науки и археология

В статье раскрываются особенности и характеристика кулачества в досоветской деревне. Дается авторское видение проблемы происхождения кулачества в российской деревне второй половины XIX – начала XX в. Исследуются признаки возникновения и развития кулачества в российской деревне указанного периода. Предпринята попытка изучения ростовщичества в досоветский деревне.

Ключевые слова и фразы: деревня; крестьянство; ростовщик; мироед; «кулак».

Будко Алексей Алексеевич

Левакин Александр Сергеевич, к.и.н.

Южно-Российский государственный политехнический университет (НПИ) им. М. И. Платова
oslobes@rambler.ru; Levakin@rambler.ru

О НЕКОТОРЫХ ОСОБЕННОСТЯХ КУЛАЧЕСТВА В ДОСОВЕТСКОЙ ДЕРЕВНЕ[©]

Наблюдаемое в постсоветской России бурное развитие товарно-рыночных отношений вновь актуализировало «кулацкую» тематику, хотя вряд ли возможно говорить о её популярности среди отечественных исследователей. Как верно заметил А. М. Никулин, «истории спекулянтов-ростовщиков (*именно такая трактовка “кулаков” является первоначальной и наиболее справедливой – авт.*) стары как мир, и сегодня в связи с последним финансовым экономическим кризисом популярны как никогда. Но изменились масштабы спекуляции: в центре общественного внимания оказались спекулятивные проделки банков и олигархов, а на такие пустяки, как возрождение потаенного микромира современных кулаков-ростовщиков русской деревни, кажется, не следует вообще обращать внимания» [4, с. 350-351].

Однако же, хоть общественное внимание и обращено на «финансовых воротил», это не значит, что в постсоветской деревне не произошла некая реинкарнация кулаков. По мнению наблюдателей и исследователей, в наше время в деревне можно отыскать представителей новой, постсоветской формации «кулаков-мироедов», которые социальным обликом и деятельностью напоминают своих далеких предшественников.