Из рис.3 видно, что протяженность зоны влияния надработки на процесс изменения геомеханического состояния породного массива в направлении движения надрабатывающего забоя составляет около 120 м. Это согласуется с данными измерений деформаций массива (рис 1). Начиная с зоны опорного давления оканчивая зоной уплотнения пород отмечено непрерывное поднятие надрабатываемого массива до максимального значения, равного 250 мм.

Математической обработкой приведенных экспериментальных данных определено, что процесс вертикальных сдвижений надрабатываемого породного массива в зоне влияния очистных работ удовлетворительно описывается интегральной кривой Гаусса.

Таким образом, в результате выполненных исследований определены характер, численные значения, пределы изменения деформаций и вертикальных сдвижений надрабатываемого породного массива в зонах опорного давления, разгрузки и уплотнения обрушенных пород.

**УДК 519.816:681.3016**

В.А. Иванов, О.В. Рублюк

## ОБОСНОВАНИЕ АЛГОРИТМА МНОГОКРИТЕРИАЛЬНОЙ ЭКСПЕРТНОЙ ОЦЕНКИ КАЧЕСТВА АЛЬТЕРНАТИВ

Преимущества алгоритма [2] настолько очевидны, а перспективы возможного использования настолько широки, что это заставило провести более серьезное обоснование надежности его использования по сравнению с традиционным методом экспертной оценки с ранговой корреляцией [5]. Для этого из накопленных авторами за ряд лет результатов экспертных оценок весовых коэффициентов, полученных в процессе комплексной многокритериальной технической экспертизы различных объектов традиционным методом, было отобрано 11 объектов с оценками 154-х экспертов, которые имели наиболее высокую степень согласованности мнений.

Эти данные были приняты за эталонные и на их основе заполняли матрицы парных сравнений в двух вариантах. В первом огрубленном варианте использовали только две индексированные балльные оценки (1,0), а во втором уточненном варианте использовали шесть индексированных балльных оценок (1,0; 0,75,0,25; 0,5, 0,5). При этом в соответствующих опытных матрицах парных сравнений соотношение весомости каждой пары критериев проставлялось в точном соответствии с данвыми эталонных матриц. Таким образом, сравнение данных, полученных традиционным экспертным методом с привлечением большого числа экспертов и данных, полученных матричным методом парных сравнений с использованием индексированных балльных оценок только одного эксперта, в условиях эксперимента проводилось в пределах и на основе уже существующей, принятой за эталонную, базы данных экспертных оценок. Об эффективности применения огрубленных и уточненных индексированных балльных оценок, полученных с использованием матричного метода парных сравнений, можно судить по разности этих оценок по модулю с оценками соответствующих эталонных матриц.

Кроме проверки эффективности экспертизы с применением указанных индексированных балльных оценок было решено подвергнуть анализу эффективность применения еще одной оценки, полученной путем усреднения балльных и ранговых оценок.

Как известно, недостаток огрубленной матричной оценки, например, весовых коэффициентов в баллах заключается в том, что оценка коэффициента, занимающего по весомости последнее место, всегда равна нулю баллов, что, как правило, неприемлемо из-за высокой погрешности по отношению к реальным значениям. В этом смысле оценка в рангах более предпочтительна. Порядок оценки в рангах понятен из матрицы (табл.1), в которой приведена огрубленная опытная оценка эталонных экспертных данных по одному из объектов с результатами обработки полученных балльных, ранговых и усредненных оценок.

Таблица 1 – Матрица парных сравнений с ипользованием огрубленных индексированных балльных оценок весовых коэффициентов

| $X_{i,э}$, % | $X_1$ | $X_2$ | $X_3$ | $X_4$ | $X_5$ | $X_6$ | Итого баллов, $m$ | $X_{i,m}$, % | Ранг, $R_i$ | $\frac{1}{R_i}$ | $X_{i,R}$, % | $X_{i,ср}$, % |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $X_1$=34 | | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 5 | 33,3 | 1 | 1,0 | 41 | 37,1 |
| $X_2$=18 | 0 | | 1 | 1 | 1 | 1 | 4 | 26,7 | 2 | 0,5 | 20 | 23,4 |
| $X_3$=16 | 0 | 0 | | 1 | 1 | 1 | 3 | 20 | 3 | 0,33 | 14 | 17,0 |
| $X_4$=14 | 0 | 0 | 0 | | 1 | 1 | 2 | 13,3 | 4 | 0,25 | 10 | 11,6 |
| $X_5$=10 | 0 | 0 | 0 | 0 | | 1 | 1 | 6,7 | 5 | 0,2 | 8 | 7,4 |
| $X_6$=8 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | | 0 | 0 | 6 | 0,16 | 7 | 3,5 |

Таблица 2 – Матрица парных сравнений с использованием уточненных индексированных балльных оценок весовых коэффициентов

| $X_{i,\text{э}}$ % | $X_1$ | $X_2$ | $X_3$ | $X_4$ | $X_5$ | $X_6$ | Итого баллов, $m$ | $X_{i,m}$, % | Ранг, $R_i$ | $\frac{1}{R_i}$ | $X_{i,r}$, % | $X_{i,cp}$, % |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $X_1$=34 | | 0,75 | 0,75 | 0,75 | 0,75 | 0,75 | 3,75 | 25 | 1 | 1 | 41,0 | 33,0 |
| $X_2$=18 | 0,25 | | 0,5 | 0,5 | 0,75 | 0,75 | 2,75 | 18,3 | 2 | 0,5 | 21,0 | 20,0 |
| $X_3$=16 | 0,25 | 0,5 | | 0,5 | 0,5 | 0,75 | 2,5 | 16,7 | 3,5 | 0,28 | 11,5 | 14,0 |
| $X_4$=14 | 0,25 | 0,5 | 0,5 | | 0,5 | 0,75 | 2,5 | 16,7 | 3,5 | 0,28 | 11,5 | 14,8 |
| $X_5$=10 | 0,25 | 0,25 | 0,5 | 0,5 | | 0,5 | 2,0 | 13,3 | 5 | 0,2 | 8,0 | 11,0 |
| $X_6$=8 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,25 | 0,5 | | 1,5 | 10,0 | 6 | 0,17 | 7 | 8,0 |

Аналогичные результаты на основе уточненной экспертной оценки эталонных экспертных данных по тому же объекту приведены в табл.2.

На примере объекта (табл.1 и табл.2) продемонстрировано, каким образом при заполнении матриц парных сравнений из ряда эталонных экспертных оценок для всех объектов были получены соответствующие ряды балльных ($X_{i,m}$) ранговых ($X_{i,r}$) и усредненных оценок ($X_{i,cp}$) с использованием огрубленного и уточненного вариантов индексированных оценок.

Для объективного и однозначного выбора наиболее лучшего варианта экспертной оценки на основе сравнения опытных оценок с эталонными обычные методы статистической обработки непригодны. Для этих целей желательно разработать специальный обобщенный количественный критерий. Задача представляется разрешимой, если ряд эталонных экспертных оценок по каждому конкретному объекту представить геометрической точкой $X_э$ с заданными координатами в пространстве эталонных оценок. Тогда по расстоянию $d$ между точкой $X_э$ и точкой $X_i$, определяемой координатами в пространстве соответствующих опытных оценок, можно судить о предпочтительности того или иного варианта опытной экспертной оценки. Чем меньше расстояния $d$, тем более предпочтителен рассматриваемый вариант опытной оценки. Расстояние между точками $X_э$ и $X_i$ представляет собой, по сути, длину вектора с компонентами, равными значениям разностей эталонной и опытной экспертных оценок. Длина вектора

$$|d| = \sqrt{d'd} \qquad (1)$$

где $d'$ - вектор-строка значений разностей эталонной и опытной экспертных оценок; $d$ - вектор-столбец значений тех же разностей.

Произведение векторов $d'd$ в формуле (1) представляет собой сумму квадратов разностей эталонной и опытной экспертных оценок, имеющих одну и ту же размерность. Эталонные экспертные оценки на каждый из 11-ти объектов были получены на основе обобщения конкретных экспертных оценок ряда экспертов (табл.1), которые, естественно, отличаются друг от друга. Поэтому их следует рассматривать как случайные величины. Отсюда и обобщенный критерий, с помощью которого должна оцениваться интегральная эффективность сравниваемых вариантов опытной оценки, также должен учитывать случайный характер размаха колебаний экспертных оценок. Поскольку количество экспертов, привлеченных для получения эталонных многокритериальных экспертных оценок ограничено и статистики общей совокупности их оценок неизвестны, в качестве характеристики случайной величины воспользуемся несмещенной оценкой $S^2$ дисперсии $\sigma^2$. Измерение квадратов разностей эталонных и опытных оценок в единицах несмещенных оценок $S^2$ дисперсий $\sigma^2$ позволяет привести эти величины к единому масштабу с точки зрения учета величины случайного размаха значений сопоставляемых оценок. С учетом масштаба измерения разностей эталонных и опытных оценок произведение векторов $d'd$ будет равно величине:

$$D^2 = d'A^{-1}d$$

где $A^{-1}$ - матрица, обратная диагональной матрице $A$, элементами которой являются несмещенные оценки дисперсии разностей эталонных и опытных оценок.

Длина вектора $d$, т.е. расстояние между координатой эталонной экспертной оценки и координатой оценки одного из рассматриваемых вариантов опытной оценки, очевидно, будет $|d| = \sqrt{D^2}$.

Матрица $A$ имеет следующий вид:

$$A = \begin{vmatrix} S^2 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & S^2_{X2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & S^2_{X3} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & S^2_{XI} \end{vmatrix}$$

где $S^2_{X1}, S^2_{X2}, S^2_{X3} ... S^2_{Xi}$ - несмещенные оценки дисперсий разностей эталонных и опытных оценок.

Тогда матрица $A^{-1}$ запишется так:

$$A^{-1} = \begin{vmatrix} \frac{1}{S^2_{X1}} & 0 & 0 & ... & 0 \\ 0 & \frac{1}{S^2_{X2}} & 0 & ... & 0 \\ 0 & 0 & \frac{1}{S^2_{X3}} & ... & 0 \\ ... & ... & ... & ... & ... \\ 0 & 0 & 0 & ... & \frac{1}{S^2_{Xi}} \end{vmatrix}$$

Величина $D^2$ будет равна: $$D^2 = \frac{\delta^2_{x1}}{S^2_{x1}} + \frac{\delta^2_{x2}}{S^2_{x2}} + \frac{\delta^2_{x3}}{S^2_{x3}} + \cdots + \frac{\delta^2_{xi}}{S^2_{xi}} \quad , \quad (2)$$

где $\delta^2_{X1}, \delta^2_{X2}, \delta^2_{X3} ... \delta^2_{Xi}$ - квадраты разности эталонных и опытных оценок.

Из выражения 2 видно, что в i-мерном пространстве оценок величина $D^2$ представляет собой квадрат расстояния между точками многокритериальной эталонной и опытной оценок (т.е. квадрат длины вектора $d_i$) и равна сумме квадратов разностей эталонных и опытных оценок, измеренных в единицах несмещенных оценок дисперсии.

В таблице 3 приведены расчетные значения длин векторов ($d_m$, $d_r$, $d_{cp}$) при использовании огрубленных (I) и уточненных (II) индексированных базовых оценок с последующей обработкой полученных для всех объектов из матриц (аналогичных матрицам, указанным в табл.1 и табл.2) данных в баллах, рангах и усредненных величинах и приведением результирующих опытных оценок ($X_{i,m}$; $X_{i,r}$; $X_{i,cp}$) к единому с эталонными экспертными оценками ($X_{i,э}$) масштабу.

Как видно из табл.3, наиболее предпочтительным вариантом экспертной оценки является вариант (II), у которого среднеарифметическое значение длины вектора $d_{i,cp} = 1 \pm 0{,}35$. Использование этого варианта обеспечило высокую степень совпадения опытных оценок с эталонными ($X_{i,cp}$ $X_{i,э}$) для всех объектов: на таком же уровне, что и в примере (табл.2).

Таблица 3 -- Значение длин векторов $d_i$, характеризующих предпочтительность опытных вариантов экспертной оценки, и их вероятностные отклонения

| № объектов | $d_i$ | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $d_{i,m}$ | | $d_{i,r}$ | | $d_{i,cp}$ | |
| | I | II | I | II | I | II |
| 1 | 1,4 | 1,64 | 1,0 | 1,1 | 1,38 | 0,45 |
| 2 | 1,55 | 1,75 | 0,32 | 1,0 | 0,7 | 0,93 |
| 3 | 2,52 | 0,55 | 1,54 | 1,54 | 1,97 | 0,59 |
| 4 | 0,99 | 1,44 | 0,15 | 0,15 | 1,03 | 0,48 |
| 5 | 2,7 | 2,8 | 0,7 | 0,75 | 1,6 | 0,94 |
| 6 | 2,8 | 1,35 | 0,9 | 1,02 | 1,6 | 0,6 |
| 7 | 1,99 | 1,23 | 0,57 | 0,99 | 1,13 | 0,89 |
| 8 | 2,7 | 1,5 | 1,8 | 0,45 | 2,02 | 1,1 |
| 9 | 4,28 | 1,39 | 4,4 | 4,4 | 4,1 | 1,6 |
| 10 | 2,6 | 2,16 | 1,65 | 1,64 | 1,22 | 1,38 |
| 11 | 5,0 | 1,5 | 5,38 | 4,86 | 4,8 | 2,12 |
| $d_i$ | 2,59 | 1,57 | 1,67 | 1,62 | 1,96 | 1,0 |
| $\pm \Delta d_i$ | 0,8 | 0,38 | 1,14 | 1,05 | 0,88 | 0,35 |

Таким образом, предложенный вариант экспертной оценки обеспечивает в рамках рассматриваемой задачи вместо привлечения 154 экспертов (табл.1) получение практически тех же результатов с привлечением всего лишь 11 экспертов, и даже одного эксперта, когда над проблемой непосредственно работает специалист в данной области знаний. Это позволяет обоснованно рекомендовать предложенный варинт экспертной оценки для использования в разработанном алгоритме [2] многокритериальной экспертной оценки качества альтернатив.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Булат А.Ф., Рублюк О.В., Иванов В.А., Печенкин В.И. Многокритериальная экспертная оценка альтернативных вариантов технических решений // Уголь Украины. - 1998. - № 2, с.3-4.

2. Потураев В.Н., Иванов В.А., Воевудко А.Е., Захарченко Л.Д., Лаврухина В.А. Решение многоаспектных инженерных задач методом экспертных оценок с применением ЭВМ // Горная электромеханика и автоматика: Респ.межвед.науч.техн.сб. - 1988. - Вып.52, с.92-100.

**УДК 551.14:553.21**

В.А. Баранов

## НОВЫЙ ПОКАЗАТЕЛЬ СТЕПЕНИ КАТАГЕНЕЗА УГЛЕВМЕЩАЮЩИХ ПОРОД ДОНБАССА

Анализируя результаты последних исследований по термобарогеохимии, можно констатировать весьма ограниченное использование термобарогеохимических методов для исследований осадочных пород. Практически не изучены условия преобразования глинистых, песчаных и карбонатных отложений, на долю которых приходится свыше 90 % всей массы осадков [1]. Недостаточное использование методов термобарогеохимии связано с некоторыми особенностями осадочных пород и ограниченными возможностями существующих методов исследования.

В работе [2], посвященной включениям в обломочном кварце, прямо указано, что в настоящее время нет данных об изменении качественного и количественного состава включений в обломочном кварце, преобразованном до стадии начального метаморфизма включительно.

В.А. Калюжный [3] указывает на невозможность точного определения генетического типа включений в залеченной трещине в неограненном обломке кристалла.

Данные о несоответствии палеотемператур преобразования осадочных пород, полученные путем гомогенизации газожидких включений в породах и изучения угольного вещества в этих же породах, указывают на необходимость дальнейшего развития и совершенствования методов термобарогеохимии для условий таких специфических объектов, как осадочные породы [4].

С целью совершенствования методов термометрии, для получения более надежных и достоверных результатов при исследовании осадочных пород, были изучены углевмещающие песчаники среднего и верхнего карбона юго-западной части Донбасса.

В процессе исследований было отмечено, что четкой гомогенизации подвергаются лишь отдельные включения - существовавшие в материнской породе и имею-