Висновки. На закінчення відзначимо, що неефективний інвестиційний проект - не завжди збитковий, тому що негативна чиста поточна вартість має на увазі, що вкладати гроші в даний проект менш вигідно, ніж в альтернативний з прибутковістю, що відповідає мінімальній неприбуткової ставкою дисконту. Часто при здійсненні проекту вступають в силу не враховані в моделі чинники або вплив заданих параметрів значно сильніше, ніж задано в моделі, що призводить до зміни показників ефективності. Крім того, при реалізації проектів розвитку метрополітену необхідно враховувати соціальну, природоохоронну і містобудівну роль застосовуючи відповідні моделі, які можуть дати прогнозні оцінки суперечливі економічним розрахункам. Представлені результати моделювання дають тільки наближену оцінку прогнозу економічних показників.

Список використаної літератури

1. Закон України "Про інвестиційну діяльність". ВВР України. — 1991. —№47.

2. Бланк И. А. Инвестиционный менеджмент. — К.; 1995.

3 Волков И. М., Грачева М. В. Проектный анализ: Учеб. для вузов. — М.: Банки и биржи, ЮНИТИ, 2008

4. Щукін Б. М. Аналіз інвестиційних проектів. — К.: МАУП, 2002

5. Умнов В. А. Экономическая оценка и рациональное использование ресурсов подземного пространства / В. А. Умнов. – М.: МГГУ, 1999. – 204 с.

6. Харченко А. В. Использование подземного пространства большого города для размещения транспортной инфраструктуры / А. В. Харченко. – М.:МГГУ, 2005.-208 с.

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА УСТОЙЧИВОСТИ ПРОТЯЖЕННОЙ ВЫРАБОТКИ В УСЛОВИЯХ СЛУЧАЙНОГО ВОЗДЕЙСТВИЯ ВНЕШНИХ ФАКТОРОВ

А.Н. Шашенко, Е.А. Шашенко, Государственное ВУЗ «Национальный горный университет», Украина

На основе задачи о выбросах случайной функции за заданный уровень выполнена оценка объемов ремонтных работ в протяженной горной выработке. Определены требования к крепи, при которой обеспечивается безремонтное (с вероятностью 0,95) содержание выработки.

Протяженные выработки угольных шахт (капитальные и подготовительные) сооружаются и эксплуатируются в крайне неоднородной по составу и структуре среде. Это приводит к тому, чтобы принятые проектные решения впоследствии подвергаются существенной коррекции, а их экономическая оценка, как правило, оказывается заниженной. Всё это негативно отражается на уровне добычи полезного ископаемого (угля) и его рентабельности. В этой связи представляют интерес исследования протяженных выработок, как вероятностно-статистических объектов [1].

С точки зрения инженерного сооружения протяженная выработка представляет собой длинную полость в породном массиве, подкрепленную изнутри особой конструкцией – крепью, которая для подготовительных выработок в 90% случаев представляет собой металлическую арку. Эта конструкция обладает определенной несущей способностью - $q_н$, которая в силу ряда причин не является величиной постоянной, и для каждой рамы имеет своё случайное значение. Со стороны породного массива на крепь действует нагрузка q , величина которой зависит от многих факторов (прочность пород, их структура, обводненность и тп.) и является, в общем случае, для произвольной точки выработки l величиной случайной. Отношение этих двух случайных величин позволяет получить коэффициент устойчивости:

$$\hat{E}_y(l) = \frac{q_i(l)}{q(l)}, \qquad (1)$$

который в свою очередь, также является некоторой величиной случайным образом изменяющейся по длине выработки – l.

Крепь теряет устойчивость, если $\hat{E}_y(l) < 1$. Задача оценки устойчивости выработки, пройденной в неоднородном породном массиве сводиться у следующему: определить среднюю длину выработки, не о подлежащую ремонту.

Если учесть, что предельное значение коэффициента устойчивости, при котором выработка сохраняет свою устойчивость, равно единице, а сам коэффициент может принимать значение как больше (устойчивое состояние), так и ниже (неустойчивое состояние) этой граничной величины, то по длине выработки имеем случайную функцию $\hat{E}(l)$, значения которой изменяются вокруг единицы (рис.1.) Таким образом, следует определить среднюю величину пребывания случайно функции $\hat{E}(l)$ выше заданного уровня, равного $\hat{E}_{ïð} = 1$.

Средняя длина пребывания $\bar{l}_y$ функции $k(l)$ выше заданного уровня представляет собой ту часть выработки, которая находиться в устойчивом состоянии и не требует выполнения ремонтных работ. Отношение

$$\omega = \frac{\bar{l}}{l} \qquad (2)$$

является количественной оценкой устойчивости выработки: при $\omega = 1$ - выработка обладает полной устойчивостью, при $\omega = 0$ - выработка полностью разрушена.

Задача установления длительности пребывания случайной функции выше заданного уровня формулируется как задача о выбросах. Для стационарных случайных функций она впервые была решена Д. Райсом [2]

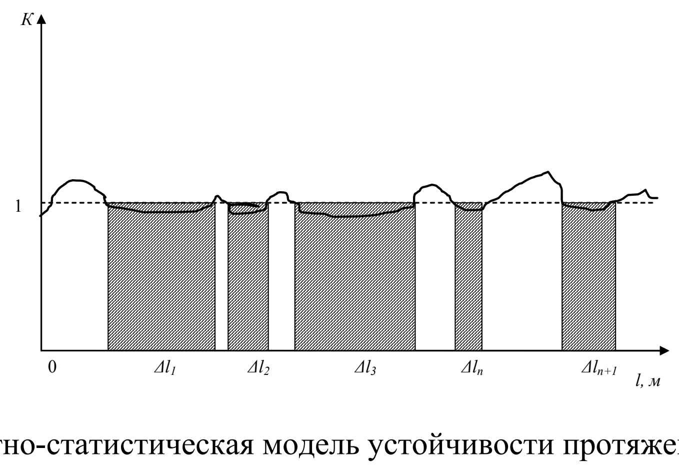

Рис.1 Вероятностно-статистическая модель устойчивости протяженной выработки

Временные процессы в горных выработках протекают в одном направлении, когда нагрузка в конкретном сечении возрастает от нуля до конечной величины, при которой может произойти или не произойти потеря устойчивости. Практический интерес представляет оценка устойчивости выработки на последней стадии её использования, поэтому фактор времени не учитывается и единственным аргументом в рассматриваемой задаче является длина l.

Разобьем выработку по длине на n равных по величине малых отрезков Δl_i, каждый из которых расположен вблизи координаты l_i. Величины этих интервалов будем считать настолько малыми, что случаями, когда функция $\lfloor K_y(l) - K_{пр} \rfloor$ меняет знак внутри их, можно пренебречь. Вероятность того, что в *i*-м интервале значение случайной функции $K_y(l)$ будет выше $K_{пр}$ при известной условной плотности вероятностей $P(K_y / l_i)$ значений K_y и фиксированном значении l_i , может быть определена по формуле

$$p\left[K_y(l_i) > K_{пр}\right] = \int_{K_{пр}}^{\infty} P(K_y / l_i) dK . \qquad (3)$$

Введем в рассмотренную систему случайных величин Δi, каждая из которых равна соответствующему интервалу Δl_i или нулю в зависимости от того, будет ли в этом интервале случайная функция больше или меньше $K_{пр}$. В этом случае общая длинна участков выработки, на которых значение K_y превышают заданный уровень $K_{пр}$,

$$l_0 = \sum_{i=1}^{n} \Delta_i .$$

Поскольку вероятность реализации превышения для *i*-го интервала определяется выражение (3), то среднее значение общей длины определиться следующим образом :

$$\bar{l}_y = \int_0^S \int_{Kпр}^{\infty} P\left(K_y / l_i\right) dKdl \quad ,$$

или с учетом (3) получим

$$\bar{l}_y = \int_0^l \int_{Kпр}^{\infty} P\left(K_y / l_i\right) dKdl . \qquad (4)$$

Тогда в соответствии с выражением $\omega = \bar{l}_y / l$ вероятностный показатель устойчивости можно определить по формуле

$$\omega = \frac{1}{l} \int_0^l \int_{Kпр}^{\infty} P\left(K_y / l_i\right) dKdl . \qquad (5)$$

Выше было отмечено, что функция $K_y(l)$ является стационарной. В этом случае плотность распределения значений функции $P\left(K_y / l_i\right)$ не зависит от l, и тогда интегрирование по l сводиться к умножению на l. В результате получим

$$\omega = \int_{Kпр}^{\infty} F\left(K_y\right) dK . \qquad (6)$$

Статистическая обработка результатов натурных измерений коэффициента устойчивости протяженных выработок угольных шахт, закрепленных металлической крепью, показала, что статистическая совокупность его значений имеет закон распределения, близкий к нормальному, определяемому выражением

$$P(K_y) = \frac{1}{\sigma_k \sqrt{2\pi}} \exp\left(- \frac{K_y - m_k}{2\sigma_k^2} \right). \qquad (7)$$

После подстановки выражения (7) в формулу (6) и интегрирования получим

$$\omega = 1 - \Phi\left(\frac{K_{пр} - m_k}{\sigma_k} \right), \qquad (8)$$

где - $\Phi(x)$ функция Лапласа:

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt , \qquad (9)$$

табулированная в таком виде в работе [3]. В рассматриваемом случае

$$t = \left(\frac{K_{np} - m_k}{\sigma_k} \right).$$

Выразим показатель устойчивости через коэффициент относительной вариации:

$$\omega = 1 - \Phi \left(\frac{K_{np} - m_k}{\eta_k m_k} \right) \quad (10)$$

Выражение (10) является основным при исследовании устойчивости протяженных горных выработок. Из него следует, что повысить устойчивость выработки, т.е. увеличить значение K_y , можно, если уменьшить действующую на крепь нагрузку q, выполнив для этого, например, инъектирование приконтурного массива скрепляющими составами, либо увеличив несущую способность крепи.

Для практических целей представляет интерес среднее значение коэффициента устойчивости m_k, при котором обеспечивается устойчивость выработки с заданным показателем ω , т.е.

$$m_k = K_{np} - \sigma_k \arg \Phi(1 - \omega) , \quad (11)$$

где $\arg \Phi(1-\omega)$ - аргумент функции Φ при её значении, равном $(1-\omega)$. Из формулы (11) можно определить предельное значение коэффициента устойчивости, создав условия с заранее известным значением m_k и определив из шахтных наблюдений показатель устойчивости ω:

$$K_{np} = m_k + \sigma_k \arg \Phi(1 - \omega) . \quad (12)$$

Вероятностный показатель устойчивости ω позволяет, прежде всего, оценить состояние выработки. В натурных условиях он может быть определен как отношение числа рам , вышедших из строя, к общему их количеству в выработке или в случае крепи панельного типа, как отношение суммарной длины разрушенных участков выработки к общей длине выработки.

Из выражения (12) следует, что предельное значение коэффициента устойчивости является комплексной характеристикой конкретной выработки, отражающей средний уровень нагружения крепи и ее несущую способность m_k, горно-геологические условия и способ проведения σ_k, а также соответствие ее состояния требованиям правил безопасности. Установление оптимального значения этой величины для различных регионов представляет собой непростую и трудоемкую задачу, цель которой состоит, по сути дела, в обосновании объективного значения запаса прочности проектируемой крепи. Она может быть решена на основе массового обследования выработок по методике, основу которой составляют зависимости, полученные выше.

Неизвестной величиной, входящей в соотношения (11) и (12), является стандарт отклонения коэффициента устойчивости σ_k, характеризующий степень неупорядоченности рассматриваемой системы. Для его определения преобразуем формулу (11) следующим образом:

$$\sigma_k = \frac{\eta_k}{K_{np} - \eta_k \arg \Phi(1 - \omega)} .$$

Приняв во внимание полученную в [4] зависимость для $\sigma_k = \grave{a} f \exp(-bf)$, из выражения 12 получим

$$\sigma_k = \left| \frac{K_{np}}{af \exp(bf)} + \arg \Phi(1 - \omega) \right|^{-1} . \quad (14)$$

Рис. 2 позволяет при известной величине η_k и заданном показателе устойчивости определить для конкретных горно-геологических условий стандарт отклонения коэффициента устойчивости.

Используем полученные выше зависимости для количественного анализа устойчивости одиночных протяженных выработок.

Наблюдения за формированием нагрузки на крепь горных выработок [1] (рис. 3) показывают, что условия их поддержания являются более сложными на первой стадии, когда очень высок уровень неравномерности нагружения отдельных рам. На второй стадии, когда нагрузки в целом больше, чем на первой, выработка более устойчива вследствие улучшения условий контактирования крепи с боковыми породами. Наиболее опасным является переходный момент из первой стадии во вторую, когда нагрузка на крепь достигает устойчивого максимума при высокой степени ее неравномерности. В этот момент выработка должна находиться в таком состоянии, при котором предельный показатель устойчивости близок к единице. Степень отличия показателя устойчивости от единицы оценивается уровнем значимости, который представляет собой такую достаточно малую вероятность, при которой нарушение устойчивости выработки в конкретных условиях можно считать несущественным. Практически уровень значимости для такого рода объектов можно принять равным 0,05. тогда устойчивость выработки оценивается показателем устойчивости, равным 0,95, при котором ремонтные работы можно не планировать.

В качестве примера рассмотрим с вероятностной точки зрения устойчивости выработки, пройденной буровзрывным способом в породах с коэффициентом крепости $f = 4$, используя при этом результаты измерений нагрузки на отдельные рамы крепи, приведенные на рис. 4. Обработка этих данных как реализаций стандартной случайной функции показала, что они имеют следующие вероятностные характеристики: $m_q = 165$ кН, $\sigma_q^2 = 7023$ кН. Дисперсия коэффициента устойчивости для рассматриваемых условий в соответствии с рис.2 и 3 $\sigma_q^2 = 0{,}53$.

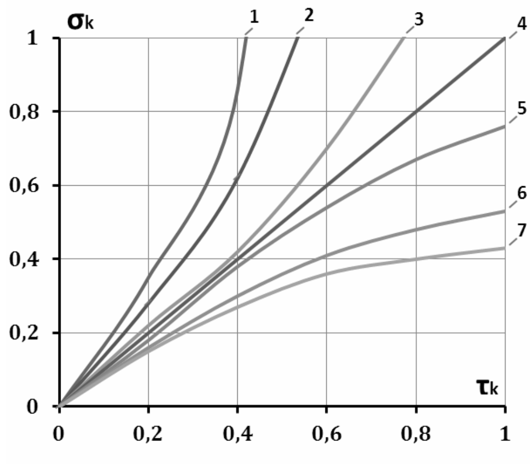

Рис.2 Зависимость дисперсии коэффициента устойчивости от его вариации и показателя устойчивости: $l - \omega = 0$; $2 - 6 - \omega = 0{,}8$; $7 - \omega = 0$;

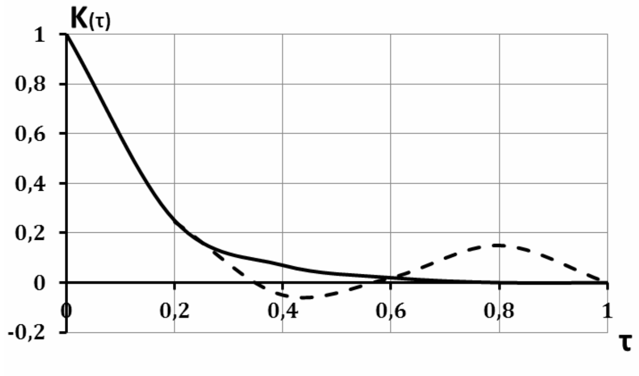

Рис.3 График нормированной кореляционной функции

График нормированной корреляционной функции изображен на рис. 5. Аппроксимирующая кривая имеет вид затухающей экспоненты, что говорит об эргодичности случайных функций. Эта важная особенность позволяет при оценке устойчивости протяженных выработок использовать всего одну достаточно длинную реализацию изменения коэффициента устойчивости вдоль продольной оси l.

Итак, на основе изложенного выше примем с некоторым запасом значение предельного коэффициента устойчивости $K_{пр}$ равным единице, а вероятность устойчивого состояния выработки равной 0,95. Определим для этого случая требуемый коэффициент устойчивости при дисперсии его $\sigma_k^2 = 0{,}53$:

$$m_k = 1 - 0{,}77 \arg \Phi(1 - 0{,}95) = 1 - 0{,}77(-1{,}645) = 2{,}26\,.$$

В рассматриваемых условиях коэффициент устойчивости m_k, определенный по формуле (11), более чем в два раза превышает предельный уровень. Он может быть обеспечен применение крепи соответствующей несущей способности. Таким образом, использование выражений (11) и (13) позволяет для конкретных условий проектировать выработки с заданным уровнем устойчивости и, следовательно, планировать объемы ремонтных работ.

Рассуждения, приведенные выше, основывались на том, что устойчивость выработки будет обеспечена на втором этапе формирования нагрузок. При этом полагалось, что на первом этапе разрушений крепи не было. В действительности же в начале формирования нагрузки на крепь, когда очень высок уровень неравномерности нагрузок, некоторая часть выработки выходит из строя (обычно около 15%). После ремонта этих участков выработка остается устойчивой длительное время. Следовательно, показатель устойчивости на первом этапе формирования нагрузок равен 0,85. Тогда в рассматриваемом случае среднеквадратическое отклонение коэффициента устойчивости

$$\sigma_k = \frac{1 - m_k}{\arg \Phi(1 - \omega)} = \frac{1 - 2{,}26}{\arg \Phi(1 - 0{,}85)} = 1{,}21\,.$$

Расчеты показывают, что в процессе формирования нагрузки на крепь среднеквадратичное отклонение уменьшилось от 1,21 до 0,77. если при проектировании выработок сразу рассчитывать на безремонтный вариант поддержания крепи, то в условиях дефицита информации о состоянии породного массива и условий работы крепи следует ориентироваться на крепи, способные выдерживать максимум неравномерной нагрузки на первом этапе ее формирования. Тогда чтобы обеспечить устойчивость выработки в целом с показателем 0,95, следует увеличить коэффициент устойчивости до значения $m_k = 1 - 1{,}21 \arg \Phi(1 - 0{,}95) = 1 - 1{,}21(-1{,}645) = 2{,}99$.

Для гарантированного устойчивости выработки в рассматриваемых условиях несущая способность крепи должна быть примерно в три раза выше действующей средней нагрузки.

Таким образом, для обеспечения безремонтного поддержания выработки на всех этапах формирования нагрузки необходимо проектировать дорогие, мощные крепи, предусматривать мероприятия по улучшению контурных условий, инъектированию породного массива. В этой связи, видимо, не следует ориентироваться на полную устойчивость выработки и заранее, на стадии проектирования, планировать некоторый объем ремонтных работ $(1 - \omega_{\tilde{\imath}\grave{o}}\ )$, величина которого должна устанавливаться на основе решения соответствующей экономической задачи.

Литература:

1. Шашенко А. Н. Некоторые задачи статистической геомеханики. / Шашенко А. Н., Тулуб С.Б., Сдвижкова Е.А. – К.: Универ. изд-во «Пульсари» , 2002. – 304 с.
2. Свешников А.А. Прикладные методы теории случайных функций. / Свешников А.А. – М.: Наука, 1968. – 465 с.
3. Вентцель Е. С. Теория вероятностей. / Вентцель Е. С. – М. : Наука, 1969. – 572 с.
4. Шашенко О.М. Методи теорії ймовірностей у геомеханіці / Шашенко О.М., Сургай М. С., Парчевський Л.Я.. – К.: Техніка, 1994. – 216с. Мова рос.