

сейсмической волны до преграды (σ_1) и за преградой (σ_n), зависит от отношения ширины экранирующей щели к длине волны, а также поглощающих способностей этого материала. Оценка эффективности преграды может осуществляться по соотношениям энергии или массовой скорости падающей и преломленной волны, вычисленных по имеющимся в литературе методикам [1], которые в настоящей работе не приводятся. Глубина сейсмозащитной преграды должна превышать глубину заложения источника сейсмических колебаний.

1. Кузьменко А. А., Воробьев В. Д., Денисюк И. И. и др. Сейсмическое действие взрыва в горных породах. – М.: Недра, 1990. – 173 с.

2. Вовк О. А. Применение энергии взрыва для создания противооползневых инженерных объектов // Вісник Черкаського інженерно-технічного інституту. – 2000. – № 4. – С. 48–54.

3. О влиянии горных ударов на поверхностные здания и сооружения / О. А. Вовк, Н. В. Ивкина, М. Кугель, Е. Завиша // Материалы международной конференции «Przemysł wydobywczy – teraźniejszość i przyszłość». – Kraków. – 1999. – S. 369–376.

4. Берзон И. С. и др. Динамические характеристики сейсмических волн в реальных средах. – М.: Изд-во АН СССР, 1962. – 511 с.

5. Ржевский В. В. и др. Основы физики горных пород. – М.: Недра, 1973. – 286 с.

6. Гурвич И. И. Сейсморазведка. – М.: Недра, 1975. – 408 с.

7. Цейтмен Я. и др. Зона разрушенной породы в граните как экран для сейсмозрывных волн // Взрывное дело. – М.: Недра. – 1970. – № 69/26. – С. 26–34.

8. Вовк О. А. Исследование параметров зоны действия взрыва зарядов в лессовых грунтах // Прикладная гидромеханика. – 2002. – № 1. – С. 1–6.

9. Смирнов В. И., Голицинский Д. М., Мельников Л. Л. Строительство подземных сооружений с использованием камуфлетных взрывов. – М.: Недра, 1981. – 21 с.

УДК 622.01:518.12

МЕТОД ПРОГНОЗУВАННЯ СЕРЕДНЬОГО ПРОЦЕНТНОГО ВМІСТУ КОРИСНОГО КОМПОНЕНТА В ГІРНИЧІЙ МАСІ НА КОНВЕЄРІ

С. А. Смоляйска, інж. (Криворізький технічний університет)

Предложен метод прогнозирования содержания полезного компонента в горной массе на конвейере, основанный на численном моделировании временных рядов данных измерений. Показано, что подобные временные ряды не являются

стационарними, однак такими являються перші різниці їх значень. Розробтан ефективний численний алгоритм рішення задачі з допомогою математическої моделі авторегресії стохастических рядов.

В процесі збагачення мінеральної сировини важливою є задача прогнозування середнього процентного вмісту корисного компонента в гірничій масі на конвеєрі на заданий період часу. Авторами запропонований метод прогнозування, що ґрунтується на чисельному моделюванні часових рядів, значеннями яких є дані вимірювань процентного вмісту корисного компонента в гірничій масі на конвеєрі. Ці дані були отримані за допомогою системи безперервного автоматичного контролю якості гірничої маси на конвеєрній стрічці НАКС-ПК в умовах шахти «Гвардійська» [1].

Методи прогнозування часових рядів найбільш детально розроблені для стаціонарних процесів. До стаціонарних належать випадкові процеси, що знаходяться в статистичній рівновазі і не залежать від початку відліку часу [2]. Для таких процесів визначені математичне очікування E та дисперсія σ^2 . Дані вимірювань процентного вмісту корисного компонента в гірничій масі на конвеєрі q_t фіксувалися системою НАКС-ПК в дискретні моменти часу (вимірювання проводилися через 10 с). Отримані таким чином часові ряди не є стаціонарними, що буде доведено нижче, однак їх можна звести до стаціонарних рядів. Зауважимо, що вивчати властивості подібних часових рядів можна тільки за допомогою чисельного моделювання.

Стаціонарний часовий ряд зручно описувати за допомогою автокореляційної функції ρ_k або автоковаріаційної функції γ_k . Автоковаріацією між значеннями q_t та q_{t-k} називається коваріація, що визначається як

$$\gamma_k = \text{cov}[q_t, q_{t+k}] = E[(q_t - \mu)(q_{t+k} - \mu)],$$

де μ – середнє значення стаціонарного часового ряду q_t .

Автокореляція визначається як $\rho_k = \gamma_k / \gamma_0$. Залежність γ_k від затримки k (постійного інтервалу поміж значеннями ряду) називається автоковаріаційною функцією, а залежність ρ_k от k – автокореляційною функцією.

Найбільш задовільною оцінкою автоковаріаційної функції γ_k та автокореляційної функції ρ_k є відповідно c_k і $r_k = c_k / c_0$ [2]:

$$c_k = \sum_{i=1}^{n-k} (q_i - \mu)(q_{i+k} - \mu), \quad (1)$$

де c_k – вибіркова оцінка автоковаріації; c_0 – вибіркова оцінка за відсутності затримки ($k = 0$); n – кількість членів часового ряду, що розглядається.

Для прогнозування значень стохастичних рядів скористаємося математичною моделлю авторегресії:

$$q_t = \sum_{i=1}^p \phi_i q_{t-i} + a_t. \quad (2)$$

В цій моделі поточне значення часового ряду q_t , виражається як скінченна лінійна сукупність попередніх значень процесу і випадкового імпульсу a_t . Суть імпульсу a_t полягає в тому, щоб вносити елемент випадковості в модель (2).

Для визначення коефіцієнтів ϕ , часткової автокореляційної функції, тобто для приблизної оцінки теоретичних коефіцієнтів в моделі (2) та їх кількості p , побудуємо новий часовий ряд з кінцевих різниць значень вихідного ряду за формулою

$$w_t = \nabla q_t = q_t - q_{t-1} \quad (3)$$

для першої кінцевої різниці та

$$w_t = \nabla^2 q_t = q_{t-1} - 2q_t + q_{t+1} \quad (4)$$

для другої кінцевої різниці.

Зауважимо, що кінцеві різниці вище другої рідко використовуються на практиці [2]. Після розрахунку різницевих рядів (3) або (4) необхідно обчислити вибіркові коефіцієнти автоковаріації c_k за формулою (1) і потім вибіркові коефіцієнти автокореляції – $r_k = c_k/c_0$.

За відомим r_k визначимо коефіцієнти ϕ_i часткової автокореляційної функції в моделі (2). Для цього потрібно обчислити коефіцієнти часткової автокореляційної функції $\phi_{i,p}$ при фіксованому p , потім за величиною ϕ_{pp} визначити, чи досягнута потрібна точність. Для обчислення $\phi_{i,p}$ зручно скористатися рівняннями Юла–Уокера [2], застосувавши їх для кінцевих різниць. Замінивши в них ρ_k на r_k , одержимо p^2 рівнянь для визначення ϕ_i (нагадаємо, що $r_k = r_{-k}$, і $r_0 = 1$):

$$r_k = \sum_{i=1}^p \phi_i r_{|k-i|}, \quad \text{де } k = 1, 2, \dots, p. \quad (5)$$

Визначимо кількість членів p в сумі (2). Найзручніше це здійснити за допомогою ефективного ітераційного процесу Дарбіна [2], який дозволяє, використовуючи результати попередніх розрахунків, знаходити $\phi_{i,p}$ при послідовно зростаючих p :

$$\begin{aligned} \phi_{p+1,j} &= \phi_{p,j} - \phi_{p+1,p+1} \phi_{p,p-j+1}, \quad \text{де } j = 1, 2, \dots, p; \\ \phi_{p+1,p+1} &= (r_p - \sum_{j=1}^p \phi_{p,j} r_{p+1-j}) / (1 - \sum_{j=1}^p \phi_{p,j} r_j). \end{aligned} \quad (6)$$

Тут коефіцієнти $\phi_{p+1,j}$ часткової автокореляційної функції порядку $p+1$ виражаються через такі самі коефіцієнти, але вже порядку p , до того ж коефіцієнти r_k необхідні тільки для обчислення останнього коефіцієнта.

Така організація обчислень дозволяє обрати оптимальний порядок авторегресії з урахуванням стандартної помилки оцінок часткової автокореляції – так називається величина ϕ_{kk} . Доведено, що якщо порядок

процесу авторегресії дорівнює p , а кількість членів часового ряду дорівнює n , то вибіркові часткові автокореляційні функції порядку $p+1$ та вище приблизно незалежні і мають дисперсію приблизно $1/n$ [2]. Тоді стандартна помилка Δ при $k > p$ дорівнює

$$\Delta [\phi_{kk}] = 1/\sqrt{n}. \quad (7)$$

Іншими словами, якщо, починаючи з якогось p , виконується умова $|\phi_{p,p}| \leq 1/\sqrt{n}$, то це значення p можна вибрати як порядок часткової автокореляційної функції. Подальше зростання порядку не дає істотного збільшення точності результатів прогнозування (2). З цього випливає такий спосіб оцінки ефективності вибору порядку p процесу авторегресії: обчислюється стандартна помилка часткової автокореляції (7), а потім коефіцієнти (6) при заданому досить великому p (порядку 100–200). Після цього обирається оптимальний порядок p_0 і подальше прогнозування виконується вже з цим значенням.

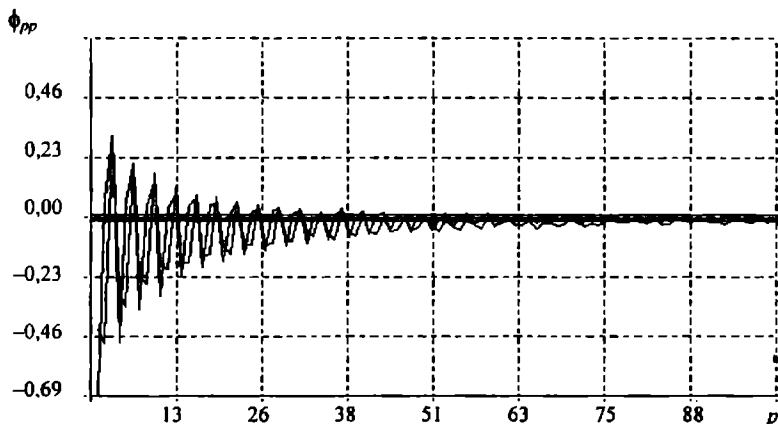


Рис. 1. Графік часткової автокореляційної функції ϕ_{pp}

На рис. 1 наведено графік ϕ_{pp} для кінцевих різниць першого і другого порядків розглянутого часового ряду. Значення, яке можна прийняти за нуль, в обох випадках знаходиться в межах $\pm 0,00692$. Ця межа забезпечується порядком авторегресії в формулі (2) для кінцевих різниць $p > 90$, хоча задовільні результати досягаються і при $p > 60$. Такий характер залежності ϕ_{pp} є підтвердженням стаціонарності ряду кінцевих різниць [2].

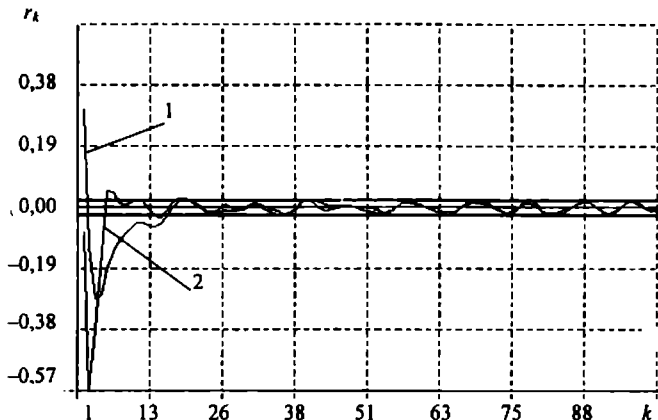


Рис. 2. Графіки відносної вибіркової оцінки автокореляції r_k для кінцевих різниць першого (1) та другого (2) порядків

Як ілюстрацію обчислювального процесу за формулами (2)–(7), розглянемо графік вибіркової автокореляційної функції r_k для кінцевих різниць першого та другого порядку (рис. 2). Як і в попередньому випадку, графік побудований за даними реального часового ряду, який налічує 20888 значень. На графіку видно характерні ознаки стаціонарного процесу [2]: швидке спадання коефіцієнтів автокореляції та подальші коливання навколо нульового значення. Для того, щоб перевірити, що r_k практично дорівнює нулю для затримок $k > m$, за якими теоретичну автокореляційну функцію можна вважати рівною нулю, використовуємо формулу Барлета [2] для дисперсії вибіркового коефіцієнта:

$$\text{var}[r_k] = (1 + 2 \sum_{i=1}^m r_i^2) / n. \quad (8)$$

Ряд у (8) досить швидко збігається: для різниць першого порядку значення практичного нуля дорівнює 0,01184, для різниць другого порядку – 0,01103. З рис. 2 випливає, що для досягнення нуля досить обмежитися обчисленням приблизно 15 членів ряду. Для порівняння на рис. 3 наведено графік вибіркової оцінки автокореляції r_k для вихідного часового ряду, звідки випливає, що реальний ряд не є стаціонарним (не прямує до 0 навіть при досить великих значеннях k).

За здобутими кінцевими різницями відновлюються значення ряду і обчислюється середнє значення часового ряду для заданого проміжку часу. Звичайно, в процесі прогнозування накопичуються помилки, і чим далі від відомих значень ряду, тим вони більші. Тому прогнозування виконується кілька разів і потім знаходиться середнє арифметичне результатів, що робить прогнозування значно точнішим.

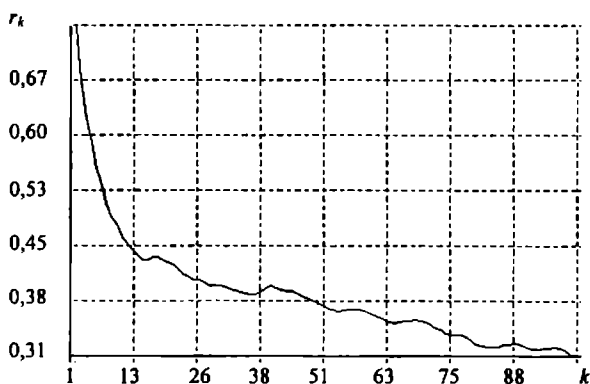


Рис. 3. Графік вибіркової оцінки автокореляції r_k для значень вихідного часового ряду

Для перевірки працездатності методу під час моделювання використовувалась перша частина даних відомого ряду, а після обчислення коефіцієнтів формули (2) проводилося прогнозування для частини ряду, що залишилася. Було встановлено, що прогнозування за моделлю (2) буде досить точним лише для невеликої кількості значень ряду (приблизно 100...300). Таким чином, враховуючи, що кожне значення ряду вимірювалось через 10 с, можна забезпечити досить точне прогнозування середнього значення процентного вмісту на період до 1 години.

На рис. 4 наведений приклад прогнозування середнього процентного вмісту корисного компонента для вищенаведеного ряду, отриманого в циклі з 20 спроб. При чисельному моделюванні використовувались кінцеві різниці першого порядку. Зображені реальні значення ряду, їх середнє значення (56,7903) та середнє прогнозоване значення (57,0022). Абсолютна похибка прогнозування середнього значення дорівнює $-0,212$, а відносна складає $0,4\%$.

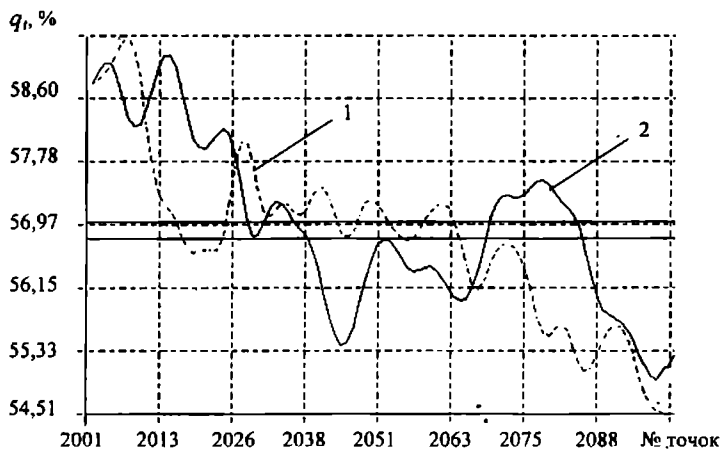


Рис. 4. Результати прогнозування: 1 – прогнозована крива; 2 – вихідна крива

1. *Азарян А. А., Василенко В. Е., Лисовой Г. Н., Зубкевич В. Ю.* Контроль качества железной руды на конвейере // Сб. науч. трудов 2-го межд. симп. "Оперативный контроль и управление качеством минерального сырья при добыче и переработке". – Ялта: АГН Украины. – 1999. – С. 143–149.

2. *Бокс Д., Дженкинс Г.* Анализ временных рядов. Прогноз и управление. Пер. с англ. – М.: Мир, 1974, Вып. 1. – 406 с.

УДК 622.235

ИССЛЕДОВАНИЕ ВОЗМОЖНОСТИ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ НОВЫХ СМЕСЕВЫХ ВЗРЫВЧАТЫХ ВЕЩЕСТВ ДЛЯ ВТОРИЧНОГО ДРОБЛЕНИЯ ГОРНЫХ ПОРОД

А. В. Прокопенко, инж. (ЗАО «Техновзрыв»)

Викладено результати досліджень руйнування негабаритних кусків скельних порід вибухами нових сумішевих вибухових речовин – композитів ПС. Зокрема, встановлено, що ефективність руйнування негабаритних кусків породи суттєво залежить від гранулометричного складу аміачної селітри. Надійне спрацювання зарядів здійснюється при використанні подрібненої аміачної селітри з середньозваженим діаметром частинок, не більшим за 260 мкм.

Технологии взрывной отбойки скальных горных пород скважинными зарядами взрывчатых веществ (ВВ) имеют недостатки, одним из которых является выход определенного количества негабаритных фракций, для разрушения которых применяется вторичное дробление. Из известных способов вторичного дробления наиболее простым и производительным является способ с использованием взрыва накладных зарядов ВВ. В качестве ВВ используется аммонит 6ЖВ, который является вредным с экологической точки зрения вследствие содержания мелкодисперсного тротила, и существенно увеличивает стоимость вторичного дробления. Поскольку аммонит 6ЖВ является мощным бризантным ВВ, то вторичное дробление сопровождается сильными ударно-воздушными волнами и переизмельчением породы. Как показали экспериментальные исследования, эти недостатки устраняются путем применения бестротильных взрывчатых смесей пониженной плотности. Такие взрывчатые смеси, разработанные ЗАО «Техновзрыв», различаются компонентным составом и технологическими характеристиками. В частности, композиты ПС состоят из порошкообразной аммиачной селитры (АС) и горючего сжимаемого компонента (ГСК). ГСК является механической смесью жидких нефтепродуктов, ваты полимера, древесной муки, металлических порошков и карбамида. Следует отметить, что одной из целей разработки таких составов является упрощение технологического процесса их