

**СХЕМИ СКОРОЧЕННЯ НЕОБХІДНОГО ОБ'ЄМУ ВИМІРЮВАНЬ У  
МЕТОДІ КОНТРОЛЮ СТАЦІОНАРНОЇ ПІДЙОМНОЇ УСТАНОВКИ**

Предлагается последовательная процедура принятия решения относительно вектора характеристик контролируемой стационарной подъемной установки, которая является некоторым обобщением процедуры Вальда и позволяет получить выигрыш в среднем объеме испытаний, аналогичный обычному «вальдовскому» выигрышу для случая двух гипотез. Предлагаемая последовательная процедура позволяет учитывать дополнительную информацию и за счет этого получить добавочный выигрыш в объеме контроля стационарной подъемной установки.

**REDUCTION SCHEME REQUIRED VOLUME MEASUREMENTS IN THE  
CONTROL METHOD OF STATIONARY HOISTING PLANT**

Offers a consistent decision-making procedure for the vector characteristics of the controlled stationary hoist, which is a generalization of Wald's procedure and provides a gain in the average volume of tests, similar to the usual "of Wald's" winning the case of two hypotheses. The proposed sequential procedure takes into account the additional information and thereby obtain additional gains in the amount of control a stationary hoist.

В даний час в Україні виникла ситуація, коли свердловинні штангові насосні установки (СШНУ) і шахтні піднімальні комплекси (ШПК) - стаціонарні піднімальні установки (СПУ) становлять значну частку в соціальному та економічному життю України. ШПК це єдина ланка з'єднання гірської виробки з поверхнею, а СШНУ охоплює понад 65% діючого фонду свердловин на Україні. Відмінною особливістю устаткування СШНУ і ШПК – СПУ, є безперервні технологічні процеси, що вимагають безперервного вимірювання аналогових параметрів, а також складність і вибухонебезпеку устаткування (для виконання проектних робіт вимагається узгодження з Держтехнаглядохоронпраці України), основним джерелом змушених коливань у СПУ є привід головного руху. Більша частина СПУ експлуатується понад нормативний термін, мають місце численні відмови і аварії, кількість яких постійно зростає. За підсумками 2005-2010 рр. загальні збитки від аварій тільки на вугільних шахтах України склали від 5 до 33 млн. грн. у рік, а втрати видобутку склали від 10 до 100 тис. т [1-2]. За розглянутий період жоден видів аварій не удалося ліквідувати і звести до нуля окрему причину травматизму, яка пов'язана з важкими травмами і навіть людськими жертвами [3]. 29 липня 2011 року на шахті "Суходольська-Східна" (ДП "Краснодонвугілля") при вибуху метану загинули 28 шахтарів; на шахті ім. Бажанова (ДП "Макіїввугілля") у результаті обвалення копра шахтного піднімального комплексу клітєвого стовбура загинули 11 шахтарів. Таки показники є типові для гірничодобувної і нафтовидобувної галузях України. Причина цих аварій у недосконалісті існуючих приладів і методів контролю. Аналіз існуючих приладів і методів контролю свідчить про великий обсяг і в теж час неповноту існуючих методів контролю, що не пояснює істотну різницю в результатах контролю та не забезпечує безаварійну експлуатацію СПУ. Контроль СПУ мобільною системою контролю (МСК) досить дорогий захід. Тому актуальною є проблема скорочення необхідного об'єму вимірювань шляхом використання послідовної схеми спостережень та враховуючи додаткову інформацію і за рахунок цього теж отримати додатковий вигравш в обсязі

контролю.

Відомі класичні методи послідовного аналізу Вальда [4] часто непридатні при контролі МСК СПУ. Розглянемо стандартну схему контролю [5] і порівняємо її з методикою І.В. Павлова, приведеною в роботі [6]. Є СПУ, яка контролюється МСК послідовними незалежними однаковими циклами. Результатом контролю одного циклу є випадкова векторна величина  $x$ , сукупність усіх даних, спостережуваних в ході одного циклу контролю СПУ. Значення  $x$ , отримане на  $n$ -му циклі позначимо  $x_n$ . Таким чином, МСК спостерігає послідовністю незалежних однаково розподілених випадкових векторних величин, тобто мається на увазі однорідність і незалежність процесів функціонування СПУ на різних циклах контролю. Якість функціонування СПУ на циклі в загальному випадку визначається деякою векторною характеристикою:

$$\Phi = (\Phi_1, \dots, \Phi_m), \quad (1)$$

де  $i$ -а характеристика є математичним очікуванням деякої функції від  $x$ :

$$\Phi_i = E\zeta_i(x), \quad i = 1, \dots, m, \quad (2)$$

де  $E$  - математичне очікування. Випадкові величини  $\zeta_i = \zeta_i(x)$  – це емпіричні характеристики СПУ.

Результати контролю СПУ МСК, що отримуються на різних циклах, вважаються незалежними. В той же час випадкові величини, спостережувані "усередині" одного циклу контролю, можуть істотно залежати один від одного. Вказана схема контролю може виникати як у разі спеціально організованих наукових випробувань СПУ МСК, так і на етапі її експлуатації. Вона ж виникає при імітаційному моделюванні СПУ методом статистичних випробувань (метод Монте-Карло). Нарешті, ця схема може описувати спільний процес, коли одночасно проводяться випробування моделі СПУ на комп'ютері і натурні випробування деяких її частин.

Завдання на ухвалення рішень відносно характеристик якості СПУ  $\Phi$  за результатами контролю МСК формулюється таким чином. Припустимо, що безліч можливих значень  $\Phi$  розбито на  $m+1$  областей, що не перетинаються,  $\Xi_1, \dots, \Xi_m, I$ , де  $\Xi_1, \dots, \Xi_m$  - області різної якості СПУ,  $I$  - область "байдужості". Якості СПУ привласнюється  $g$ -а оцінка, якщо  $\Phi \in \Xi_g$ . Істинне значення вектора  $\Phi$  невідоме. Вимагається за результатами контролю СПУ МСК прийняти одне з  $m$  рішень (гіпотез):

$$H_g: \Phi \in \Xi_g, \quad g=1, \dots, m. \quad (3)$$

Правило ухвалення рішення будується так, щоб імовірність помилкових рішень не перевищувала заданих значень (ризиків)  $\alpha_g$

$$P(H_g) \geq 1 - \alpha_g \quad \text{при} \quad \Phi \in \Xi_g, \quad (4)$$

де  $P(H_g)$  - імовірність ухвалення рішення  $H_g$ ,  $g=1, \dots, m$ .  
Можливі дві схеми побудови контролю СПУ МСК:

1. Схема з фіксованим об'ємом випробувань СПУ МСК, коли число циклів випробувань (момент зупинки)  $n$  фіксується і призначається заздалегідь.

2. Послідовна схема, в якій момент зупинки визначається по ходу контролю залежно від отриманих даних.

У разі двох простих гіпотез послідовний класичний аналіз Вальда [4] дозволяє значно понизити середній об'єм контролю (випробувань) в порівнянні зі схемою з фіксованим об'ємом. Гіпотези (4) є складними, тобто кожній з них відповідає не один, а деяка безліч можливих розподілів випадкового вектора  $x$ . Тому критерій Вальда і відомі його узагальнення для  $m$  простих гіпотез в даному випадку непридатні.

Ідеальним рішенням є процедура, що має мінімальний при даних ризику  $\alpha_g$  середній об'єм контролю (випробувань) МСК рівномірним по можливих розподілах  $x$ . Таке ідеальне рішення (критерій Вальда) існує лише у разі двох простих гіпотез, коли розглядається тільки два можливі розподіли.

Нами пропонується послідовна методика контролю СПУ МСК, що ґрунтується на результатах [7, 8], яка є приблизно (при малих  $\alpha_g$ ) раціональною (рівномірно оптимальною). У методиці яка пропонується враховується апріорна інформація про характеристики окремих елементів або підсистем СПУ. Вони можуть бути відомі з минулих випробувань, розраховані аналітично і тому подібне. З формальної точки зору це означає, що є деякий набір функціоналів  $\zeta_i = \zeta_i(x) (i = M+1, \dots, N)$ , математичне очікування яких відоме до контролю (випробувань):

$$F_i = E\zeta_i, \quad i = M+1, \dots, N, \quad (5)$$

де значення  $F_i$  відомі. На відміну від основних (невідомих) характеристик СПУ (2) величини  $F_i (i = M+1, \dots, N)$  - непрямі характеристики.

Аналогічні ідеї, з використанням додаткової інформації виду (у схемі з фіксованим об'ємом вибірки і для завдання оцінки  $\Phi$ ), уперше розглядалися В.Н. Пугачовим у [9]. Проте питання полягає в тому, як раціональним чином врахувати наявну додаткову інформацію виду (5) при ухваленні рішень відносно вектора основних характеристик СПУ.

Методика що пропонується нами полягає в наступному. Для кожного можливого вирішення  $H_g$  послідовно по ходу контролю СПУ залежно від даних що отримуються будується момент його виключення  $v_g$  (марковський, тобто не залежний від "майбутнього") такий, що

$$P(v_g < \infty) \leq \alpha \quad \text{при } \Phi \in \Xi_g \quad (6)$$

Тим самим імовірність коли-небудь виключити рішення  $H_g$ , якщо воно вірне, не перевищує  $\alpha$ . В той же час математичне очікування  $E v_g$  має бути якомога менше, якщо рішення  $H_g$  не вірне:

$$E v_g \rightarrow \min, \quad \text{при } \Phi \notin \Xi_g. \quad (7)$$

Момент  $v_g$ , що задовольняє умові (6), назовемо  $\alpha$ -моментом для області  $\Xi_g$  (для вирішення  $H_g$ ). Для кожного  $H_g$  в МСК будується свій

$\alpha$ -момент  $\nu_g$ . Набір  $\alpha$ -моментів для усіх рішень  $d_\alpha = (\nu_1, \dots, \nu_m)$  є послідовною процедурою виключення невірних рішень в СПУ МСК.

Вирішальний алгоритм (правило), заснований на процедурі виключення  $d_\alpha$ , полягає в наступному. Контроль (спостереження) МСК триває до моменту  $N_\alpha$  виключення усіх рішень, окрім одного. У цей момент контроль (спостереження) в МСК зупиняється, і приймається рішення, що залишилося. Позначимо через  $\nu_{(1)} \leq \nu_{(2)} \leq \dots \leq \nu_{(m-1)} \leq \nu_{(m)}$  впорядкований за часом набір моментів виключення  $n1, \dots, nm$ . Для вказаного алгоритму моментом зупинки контролю МСК буде  $N_\alpha = \nu_{(m-1)}$ , а рішення (точніше його індекс), що приймається, матиме вигляд

$$\delta_\alpha = \arg \max_g \nu_g. \quad (8)$$

Побудова вирішального алгоритму зводиться до побудови  $\alpha$ -моментів для областей  $\mathcal{E}_g$ . У роботі [8] був отриманий приблизно оптимальний спосіб побудови такого алгоритму. Згідно [8] для області  $\mathcal{E}_g$   $\alpha$ -момент визначається як

$$\nu_g = \max_p \nu_{gp}, \quad (9)$$

де  $\nu_{gp}$  -  $\alpha$ -момент для опуклої під області  $\mathcal{E}_{gp}$ . Відповідно до [3-5]  $\alpha$ -момент для опуклої області  $\mathcal{E}$  будується як

$$\nu = \min \{n: u_1 u_2 \dots u_n \geq \alpha^{-1}\}, \quad (10)$$

де на  $n$ -му кроці контролю (спостереження) черговий множник  $u_n$  визначається як деяка обмежена функція  $P(\mathcal{E})$  от  $x_n: u_n(x_n)$ .

Розглянемо виграш в середньому об'ємі контролю (спостережень), який дає пропонуваній алгоритм. Нехай  $W_\alpha(p_1, p_2)$  - середній об'єм контролю (спостережень) МСК при  $p=p_1$  послідовного критерію Вальда, що застосовується до двох простих гіпотез  $p_1, p_2$  з ризиком  $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha$ . При малих  $\alpha$  справедлива наближена формула [4]

$$W_\alpha(p_1, p_2) \cong \ln \alpha^{-1} / p(p_1, p_2). \quad (11)$$

Припустимо, істинна щільність  $p \in P_1$ , тобто справедлива гіпотеза  $H_1$ .

Тоді відповідно до [6, 10-12] виграш в середньому об'ємі спостерігається в  $K$  раз більше виграшу критерію Вальда у разі двох простих гіпотез  $p, \tilde{p}$ . Де

$$K = n_\alpha(p_1, \tilde{p}_2) / n_\alpha(p, \tilde{p}), \quad (12)$$

де  $p$  - найближча від  $\tilde{p}$  щільність.

Аналогічно отримуємо, якщо істинна щільність розподілу  $p \in P_2$ . У області байдужості середній об'єм контролю (вимірювань) алгоритму збільшується, але і в цій області алгоритм асимптотичний при  $\alpha \rightarrow 0$  вигідніше, ніж будь-хто з фіксованим об'ємом.

Розглянемо виграш в середньому об'ємі контролю (вимірювань) МСК від обліку непрямих характеристик СПУ. Якщо непрямі емпіричні характеристики  $\zeta_2, \dots, \zeta_N$  незалежні між собою, то виграш в об'ємі спостережень визначається

виразом

$$K \cong (1 - \sum_{i=2}^N g_{i1}^2)^{-1}, \quad (13)$$

де  $g_{il}$  - коефіцієнт кореляції між основною  $\zeta_l$  і непрямою  $\zeta_i$  характеристиками СПУ.

Таким чином:

Запропоновано два варіанти скорочення необхідного об'єму вимірювань СПУ МСК - шляхом використання алгоритму і послідовної схеми.

1. Пропонується послідовна процедура ухвалення рішень відносно вектора характеристик СПУ, яка є деяким узагальненням процедури Вальда і дозволяє отримати виграш в середньому об'ємі контролю (випробувань), аналогічний звичайному виграшу "Вальда" для випадку двох простих гіпотез. В процесі контролю використовується алгоритм типу стохастичного програмування, що оптимізує її властивості.

2. Нині характеристики СПУ найчастіше визначаються тільки за контролем за відповідними емпіричними характеристиками СПУ в цілому, без урахування елементів, що викликано складністю обліку зв'язку між характеристиками елементів і СПУ в цілому. Схема що пропонується дозволяє раціонально і оптимально в деякому розумінні, враховувати вказану додаткову інформацію і за рахунок цього отримувати значний додатковий виграш в об'ємі вимірювань СПУ при контролі, випробуванні і моделюванні.

#### СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Виконати дослідження стану охорони праці й результатів реалізації Програми підвищення рівня безпеки праці на вуглевидобувних підприємствах і розробити заходу щодо запобігання аварій. Звіт по НИР1710202030 (проміжний) МакНДІ/Керівники Левкин Н.Б., Кузьменко Н.С. - Макіївка - Донбас, 2003. - 101с.
2. Програма підвищення безпеки праці на вугільних шахтах. Сучасний стан і проблеми охорони праці. Затв. пост. Кабінету Міністрів України. - К. : Укр. - інформ. прав. Центр. - 2002. - С. 45-77.
3. Брюханов А.М. Про стан наукових досліджень по "Програмне підвищення безпеки праці на вугільних шахтах"/ Брюханов А.М., Кудинов Ю.В.//Сб. научн. тр. МакНДІ, - 2003. - С. 11-16.
4. Вальд А. Последовательный анализ. - М.: Физматгиз, 1960. - 328 с.
5. Гнеденко Б.В. Математические методы в теории надежности/ Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. М.: Наука, 1965. - 1965. -524с.
6. Павлов И.В. Последовательная процедура принятия решений при статистических испытаниях сложных систем/ Кибернетика и вычислительная техника. - М.: Наука, 1998.- Вып. 5. - С. 111-121.
7. Павлов И.В. Последовательная процедура для проверки сложных гипотез// Изв. АН СССР. Техн. кибернетика. - 1984. №3. - С. 96-100.
8. Павлов И.В. Оптимальные последовательные решающие правила. - М.: ВЦ АН СССР, 1985. - 66с.
9. Пугачев В.Н. Комбинированные методы определения вероятностных характеристик. - М.: Сов. радио, - 1973. -256с.
10. Павлов Б.В. Кибернетические методы технической диагностики /Труды СибВМИ, - Новосибирск 2000 - 142с.
11. Копей Б.В. Исследование случайных процессов мобильными измерительными системами/ Копей Б.В., Лопатин В.В.// Наукові вісті ІМЕ „Галицька академія”, №2(16), 2009 – С.101-104.
12. Копей Б.В. Мобільні вимірювальні системи в нафтогазовій та гірничій промисловості/ Копей Б.В., Лопатин В.В., Стефанишин О.І. Монографія. Івано-Франківськ, ІФНТУНГ, 2010, - 392с.

УДК 622.7:622.648.24.001.24

Д-р техн. наук Е.В. Семененко,  
инженер С.Н. Киричко  
(ИГТМ НАН Украины)

## **МЕТОДЫ РАСЧЕТА РАЦИОНАЛЬНЫХ ПАРАМЕТРОВ ГИДРОТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ ДЛЯ ТЕХНОЛОГИЙ ОБОГАЩЕНИЯ МИНЕРАЛЬНОГО СЫРЬЯ**

В роботі розглянуто та вдосконалено методи розрахунку раціональних параметрів гідротехнічних систем для технологій збагачення мінеральної сировини шляхом адаптації для використання полівінілхлоридних та поліетиленових труб і домішок до несучої рідини гідродинамічно активних та поверхнево-активних речовин.

## **METHODS OF CALCULATION OF RATIONAL PARAMETERS OF HYDROENGINEERING SYSTEMS FOR MINERAL CONCENTRATION TECHNOLOGIES**

The methods of calculation of rational parameters of hydroengineering systems for mineral concentration technologies are considered in the work and are improved by adaptation for use of polyvinylchloride and polyethylene pipes as well as for drag reducing agents and surfactants addition to carrying fluid.

Оценка экономической эффективности элементов гидротехнических систем для технологий обогащения минерального сырья (ГТСТОМС) в существующих экономических условиях является важной и актуальной задачей, поскольку дает возможность определить рациональные параметры и режимы работы этих элементов, отвечающие требованиям технической целесообразности, экономичности и надежности [1 – 4]. Без выполнения этих требований горное производство не имеет перспективы, поскольку будет или нерентабельным, или неконкурентоспособным относительно зарубежных корпораций. Этим определяется объект исследования – эффективность ГТСТОМС.

Специалистами бывшего СССР были разработаны рекомендации по определению экономически обоснованных параметров и режимов работы гидротранспортных систем [4 – 6], однако они ориентированы на условия плановой экономики, не учитывают экологические факторы и особенности складирования отходов обогащения в существующие хранилища. Ряд зарубежных фирм, таких как Alcan, Golder Paste Technology Ltd. и Strathcona (Канада), Кольская горно-рудная компания и ЗАО «Механобр инжиниринг» (Россия), Кемиро Ой. и Оутокумпу (Финляндия) решает эту проблему внедрением технологий складирования пастообразных пульп, тогда как специалисты «ФЛСмидс Минералз», АМЕК «Мира Фоллз» и некоторые другие критически оценивают эффективность этой технологии, указывая, что в каждом отдельном случае требуется обоснование концентрации складированной пульпы и интенсивности намыва.

Параметры и режимы работы обогатительной фабрики (ОФ) жестко определяются требованиями качества и объемов получаемой продукции, а параметры и режимы работы хранилища отходов (ХО) и оборотной воды – требованиями экологической безопасности. Поэтому основными элементами ГТСТОМС, параметры и режимы работы которых могут быть обоснованы с точки зрения экономичности и рентабельности, являются установки трубопроводного транспорта [7, 8].