

## ПІДГОТОВКА І ПРОВЕДЕННЯ ЕКСПЕРИМЕНТУ ІЗ ЗАСТОСУВАННЯМ МОБІЛЬНОЇ СИСТЕМИ КОНТРОЛЮ СТАЦІОНАРНОЇ ПІДЙОМНОЇ УСТАНОВКИ

Рассмотрена возможность применения удобного и надежного радиотехнического метода анализа линейных цепей для контроля оборудования стационарной подъемной установки мобильной системой контроля, найдены условия и ограничения возможности применения радиотехнического метода. Предложена методика контроля с использованием подхода Байеса, которая ставит в соответствие каждому решению контроля число, что облегчает нахождение оптимального решения для контроля оборудования стационарной подъемной установки мобильной системой контроля. В двух вариантах поставлена и решена задача оптимизации числа датчиков вибрации при контроле оборудования стационарной подъемной установки мобильной системой контроля.

## PREPARATION AND CONDUCT EXPERIMENTS USING A MOBILE SYSTEM OF STEADY HOISTING PLANT

The possibility of using a convenient and reliable electronic methods of analysis of linear circuits to control the equipment stationary hoist mobile monitoring system, found the conditions and limit the use of electronic methods. The technique of control using a Bayesian approach, which assigns a number to each control solution, making it easier to find the optimal solutions for the control of hospital equipment hoist mobile monitoring system. In the two versions and solved the problem of optimizing the number of sensors for vibration control equipment stationary hoist mobile monitoring system.

В даний час свердловинні штангові насосні установки (СШНУ) і шахтні підйомні комплекси (ШПК) - стаціонарні підйомні установки (СПУ) становлять важливу частку в соціальному та економічному житті 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), а основним джерелом змушених коливань у СПУ є привід головного руху. Більша частина СПУ експлуатується понад нормативний термін і зношені, тому мають місце численні відмови і аварії, кількість яких постійно зростає. Загальні збитки від аварій тільки на вугільних шахтах України складають до 33 млн. грн. у рік, а втрати видобутку складають до 100 тис. т [1-2]. Такі показники є типові для гірничодобувної і нафтовидобувної галузей України. Причина цих аварій у недосконалість існуючих приладів і методів контролю. Аналіз існуючих приладів і методів контролю свідчить про великий обсяг і в той же час неповноту існуючих методів контролю, що не пояснює істотну різницю в результатах контролю та не забезпечує безаварійну експлуатацію СПУ.

Тому актуальною є проблема визначення стану СПУ за непрямими ознаками. При цьому серед великого числа непрямих ознак треба вибрати такі, які дозволили б знаходити стан СПУ з достатньою мірою точності. Практичним

критерієм придатності ознаки - сигналу служить задовільний зв'язок його з параметрами стану СПУ. Наприклад, елементи зношеного редуктора СШНУ, робота яких супроводжується ударами, можна вважати джерелами збурення.

Обґрунтуємо метод ударної дії на деталь механізму СПУ з метою контролю (вивчення) її коливальних властивостей і особливості його застосування. Збудження імпульсних хвиль напруги як параметр (ознака) контролю зручний, оскільки має широкий і безперервний спектр імпульсної хвилі з рівномірним розподілом за частотою [3-16].

Простота аналізу лінійних кіл методом поодинокого імпульсу очевидна, але пряме використання радіотехнічних методів аналізу щодо механічних систем неможливе з наступних причин:

1. Характер деформацій пружних тіл, які співударяються в механізмі СПУ, залежить не лише від сили удару і його тривалості, але також і від площі контакту.

2. Явище удару супроводжується місцевими деформаціями в зоні контакту, а також статистичним вигином тіла механізму СПУ, що ударяється. Які з цих деформацій служать джерелом (параметром) контролю, що реєструються давачем МСК контролю механізму СПУ? Це повинно визначатися у кожному конкретному випадку залежно від властивостей матеріалу тіл, які співударяються, їх мас і типу давача.

3. Тривалість удару співрозмірна з часом, який потрібен хвилі напруги для проходження найбільшого розміру одного з тіл механізму СПУ, який ударяється. У таких випадках сила удару і деформація від цієї сили в неявному виді містяться в математичних виразах, що описують явище удару в механізмі СПУ, і можуть бути враховані в МСК.

4. Треба вирішити питання про те, які деформації: контактні, вигину або одночасно ті і інші можуть вважатися контролюючим параметром, а також визначити тип давача, оптимальний для реєстрації цього параметра.

5. Кожен параметр стану СПУ визначається як функція не одного, а відразу декількох параметрів сигналу. Вибираючи достатнє число відповідних параметрів сигналу, можна забезпечити в принципі будь-яку наперед задану точність контролю СПУ МСК.

Тому аналіз коливальних властивостей пружних тіл методом поодиноких силових імпульсів по аналогії з радіотехнічними прийомами може бути застосований в МСК після обліку вищеперелічених особливостей.

У механізмі СПУ є декілька кінематичних пар, і кожна з них збуджує в його матеріалі коливання певної форми. Усі ці коливання існують одночасно, утворюючи в механізмі СПУ єдине хвилеве поле. Давач сприймає результуюче коливання, що породжується усіма парами механізму. У зв'язку з цим виникають дві проблеми контролю:

1. Знайти спосіб визначення кінематичної пари, якій належить та або інша складова параметричного сигналу.

2. Зуміти оцінити (проконтролювати) по цій складовій величину дефекту.

Динамічні процеси, що протікають в контрольованому МСК механізмі СПУ розрізняються такими найважливішими рисами, :

1. Моментом появи ударного імпульсу.
2. Частотою повторення ударних взаємодій.
3. Інтенсивністю взаємодії (величиною ударного імпульсу).
4. Місцем взаємодії.

Як правило, момент появи імпульсів, частота їх повторення і місце зіткнення деталей не змінюються при зміні технічного стану кінематичної пари механізму СПУ і є тому зручними характеристиками самої пари. Спектр контрольованого параметра СПУ визначає частотну характеристику давача і вимірювального каналу МСК. Необхідно, щоб спектр і характеристика були однакові. Якщо частотна характеристика давача вужча, ніж спектр контрольованого параметра СПУ, то у кращому разі можна втратити частину інформації про взаємодію елементів, а в гіршому - повністю.

Як відомо, якістю називається сукупність властивостей, що визначають міру придатності виробу для використання за призначенням [17]. Таким чином, поняття якості істотно залежить від способу його використання. Під надійністю СПУ маємо на увазі здатність зберігати якість при експлуатації - якість розгорнута в часі. Таким чином, якість СПУ - похідна за часом від надійності СПУ. Надійність СПУ пов'язана з тими властивостями, які були у момент його виготовлення або перевірки перед експлуатацією. Існують різні чисельні показники ефективності використання кожного способу (плану контролю) з використанням помилок першого і другого роду. Існують різні чисельні показники ефективності використання кожного способу контролю з використанням помилок першого і другого роду. Наприклад, задавшись вірогідністю помилок першого і другого роду, логічно задати два пороги і встановити таке правило: якщо відношення правдоподібності перевершують більший з порогів, приймається нуль-гіпотеза (контрольований МСК параметр СПУ вищий за допустимий), якщо воно виявляється менше іншого, приймається альтернативна гіпотеза (контрольований параметр СПУ в допуску), і, нарешті, якщо величина відношення правдоподібності ув'язнена між порогами, то немає ще підстави для прийняття будь-якої з гіпотез і слід продовжити контроль МСК. Це правило виражається нерівністю

$$a + nk \leq \sum_{i=1}^n x_i \leq nk + b, \quad (1)$$

де  $a$  і  $b$  – призначені величини імовірності помилок першого і другого роду,  $n$  – кількість вимірювань МСК - поточна змінна, пропорційна часу контролю,  $k$  – напівсума нижньої і верхньої меж контрольованого параметра СПУ,  $\sum_{i=1}^n x_i$  інформація контролю в МСК.

При зображенні (1) графічно: права і ліва частини виразу (1) - це прямі, а  $\sum_{i=1}^n x_i$  є ламаною. Коли ламана перетинає верхню пряму, то вона потрапляє в область, що відповідає нуль-гіпотезі, і в МСК приймається рішення "є порушення

контрольованого параметра", коли ламана перетинає нижню пряму, вона потрапляє в область відкидання нуль-гіпотези, і приймається рішення "немає порушення контрольованого параметра". МСК виробляє контроль (наступний вимір) параметра СПУ доки ламана крива рухається усередині смуги. Пропонований спосіб в порівнянні з відомим способом, коли кількість випробувань заздалегідь фіксується, дає скорочення випробувань в середньому приблизно удвічі. У ряді завдань по контролю механізмів і пристроїв СПУ МСК запропоноване правило дає ще значніший вигравш. Наприклад, якщо рахувати помилки першого і другого роду істотно різними (все одно, яка з них менше іншої), то запропонований спосіб при обробці в МСК сигналів контролю дає значний вигравш у кількості спостережень контрольованих параметрів механізмів і пристроїв СПУ, скорочує час контролю і спрощує програмне забезпечення МСК, використовує менший об'єм пам'яті МСК в порівнянні з традиційною процедурою, при якій фіксується кількість спостережень. Контроль параметрів механізмів і пристроїв СПУ МСК пов'язаний з ухваленням рішень, тобто з теорією ухвалення рішень, де прийнято розглядати втрати. Мірилом середніх втрат служить їх математичне очікування при вибраному рішенні, воно і є ризиком при ухваленні рішення. Знання апіорної імовірності дає можливість вичислити математичне очікування - ризик, тобто узяти ризик, усереднений по апіорній імовірності. Наприклад, середній ризик виявлення для потенційної відмови в механізмі і пристрої СПУ буде рівний

$$\varpi = t\chi_1 + (1-t)\chi_2, \quad (2)$$

де  $t$  - імовірність відсутності контролю МСК,  $(1 - t)$  - імовірність проведення контролю МСК,  $\chi_1$  - ризик виявлення потенційної відмови (збоїв) в механізмі і пристрої СПУ без контролю МСК,  $\chi_2$  - ризик виявлення потенційної відмови (збої) в механізмі і пристрої СПУ при контролі МСК.

Це типовий байєсовський підхід - він ставить у відповідність кожному рішенню контролю МСК механізмів і пристроїв СПУ число, що полегшує знаходження оптимального рішення контролю СПУ МСК. За відсутності апіорної імовірності або при значних утрудненнях з їх завданням доводиться відмовлятися від вищеописаного байєсовського підходу і використовувати метод відношення правдоподібності або теорію Неймана-Пірсона.

Запропонована нами методика з використанням підходу Байєса (байєсовська) при контролі МСК полягає в наступному. Нехай відома спільна щільність ймовірності  $p(d, x, \Theta)$  рішень  $d$  при заданому правилі  $\delta$ , реалізацій  $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  і значень параметра  $\Theta$ .  $\Omega$  - область простору параметрів  $\Theta$ . Нехай відома функція втрат  $G(d, \Theta)$ . Ця функція відображує вплив наслідків помилкових рішень контролю. Середній ризик визначається формулою

$$R = \iiint_{D\Omega X} p(d, x, \Theta) C(d, \Theta) dD dX d\Theta. \quad (3)$$

Вирішальне правило  $\delta$  називається байєсовським, якщо відповідний

середній ризик є мінімальним. Скористаємося формулою, яка зв'язує умовні щільності ймовірностей

$$p(d, x, \Theta) = p(d/x, \Theta)p(x/\Theta)p(\Theta).$$

Так як рішення  $d$  приймається на основі лише результатів контролю  $x$ , то  $p(d/x, \Theta) = p(d/x)$ . За умови, що вирішальне правило детерміновано, щільність ймовірності представляється формулою

$$p(d/x) = \delta[d - g(x)],$$

де  $\delta$  - дельта функція Дірака. При цій умові формула (3) набуде вигляду

$$R = \iiint_{\Omega X} p(x/\Theta)p(\Theta) C[g(x), \Theta] dXd\Omega. \quad (4)$$

У МСК область простору рішень складається з кінцевого числа точок  $d_1, d_2, \dots, d_m$ . Введемо позначення

$$C_j(\Theta) = C(d_j, \Theta), \quad p_{j/\Theta} = \int_{X_j} p(x/\Theta) dX, \quad (5)$$

де  $X_j$  - область, в якій  $g(x) = d_j$ . С урахуванням залежності (5) формула (4) набуде вигляду

$$R = \sum_{j=1}^m \int_{\Omega} p_{j/\Theta} p(\Theta) C_j(\Theta) d\Theta. \quad (6)$$

Коли область  $\Omega$  складається з кінцевого числа елементів  $\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_n$ , то щільність ймовірності матиме вигляд

$$p(\Theta) = \sum_{k=1}^n p_k \delta(\Theta - \Theta_k).$$

Вводимо позначення

$$p_{j/\Theta_k} = p_{j/k}, \quad C_j(\Theta_k) = C_{jk}.$$

З формули (6) отримуємо вирішальне правило МСК

$$R = \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^n p_{j/k} p_k C_{jk}, \quad (7)$$

де  $p_k$  - апіорна ймовірність,  $C_{jk}$  - матриця втрат.

В даному випадку вирішальне правило (7) зводиться до розбиття простору контролю  $X$  на області  $X_j$ .

Запропонований нами підхід Байєса вимагає інформацію про апіорні

ймовірності  $p_k$  і матриці втрат  $C_{jk}$ .

Коли про матрицю втрат інформації недостатньо, використовуються різні гіпотези щодо її виду. Наприклад, коли  $m = n$  матриця, втрат має вигляд

$$C_{jk} = 1 - \delta_{jk}. \quad (8)$$

У виразі (9) передбачається, що втрати відсутні при правильному рішенні і однакові при прийнятті будь-якого помилкового рішення. З виразів (7) і (8) випливає

$$R = 1 - \sum_{k=1}^n p_{j/k} p_j.$$

Припущення, що всі  $p_j$  однакові і рівні  $1/n$ , призводить до вираження

$$R = 1 - 1/n \sum_{j=1}^n p_{j/k} p_j.$$

Вирішальне правило МСК і пропонуваній нами підхід Байєса може бути поставлений в термінах теорії інформації. Вирішальне правило  $\delta$  буде вважатися оптимальним, якщо ентропія

$$H = \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^n p_{j/k} p_k \ln(p_{j0} p_k) / p_{j/k},$$

де  $p_{j0} = \sum_{k=1}^n p_{j/k} p_k$  досягає мінімального значення.

Коли можна вважати, що  $p_k = 1/n$  то ентропія визначиться виразом

$$H = 1/n \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^n p_{j/k} \ln(p_{j0}) / n p_{j/k},$$

де  $p_{j0} = 1/n \sum_{k=1}^n p_{j/k}$ .

Розглянемо приклад контролю механізму СПУ одним давачем МСК, коли характеристики процесів, відповідні різним гіпотезам, розрізняються достатньою мірою, а вибірка в МСК достатня, щоб використовувати позитивну піввісь оцінок дисперсії.

Нехай послідовність  $\{x_n\}$  є реалізацією однією з  $M$  центрованих випадкових нормальних стаціонарних послідовностей з різними дисперсіями  $\sigma_1^2 < \sigma_2^2 < \dots < \sigma_M^2$ . Для оцінки дисперсії даної реалізації скористаємося формулою

$$\sigma_*^2 = 1/N \sum_{n=1}^N x_n^2.$$

Вважатимемо відомою як апіорну імовірність  $P_m (m=1, 2, \dots, M)$  появи

послідовностей, так і компоненти  $C_{jk}$  матриці втрат. Тоді точка  $\sigma^2$  на півосі оцінок дисперсій повинна надавати до рішення  $\sigma^2 = \sigma_j^2$ , якщо математичне очікування втрат  $R_l$  визначається формулою [17]

$$R_l = \sum_{m=1}^M C_{lm} P_m p(\sigma^2/\theta_m),$$

досягає мінімуму серед  $R_1, R_2, \dots, R_M$ .

Нехай число точок послідовності досить велике в порівнянні з масштабом кореляції кожної з можливих випадкових послідовностей. Тоді відповідно до центральної граничної теореми теорії імовірності можна  $p(\sigma^2/\theta_m)$  приблизно прийняти [18]

$$p(\sigma^2/\theta_j) = 1/\sqrt{2\pi D_j} \exp[-1/2(\sigma^2 - \sigma_j^2)^2/D_j], \quad (9)$$

відповідну Гаусовому (нормальну) розподілу.

Тут  $D_j$  - дисперсія оцінки  $\sigma^2$  за умови, що послідовність належить до класу з номером  $j$ .

$$D_j = 2/(N+1) \sum_{n=-N}^N [1 - |n|/(N+1)] K_{j,n}^2. \quad (10)$$

Більш детально ця методика викладена в [19].

Як приклад розглянемо випадок трьох статистичних гіпотез про приналежність реалізації  $\{x_n\}$  до однієї з випадкових послідовностей з кореляційними функціями, що отриманні при контролі зношеного редуктора СШНУ типу R-55 (м. Борислав).

$$K_{j,n} = \sigma_j^2 \exp(-\alpha_j |n|) (\cos \beta n + \alpha_j/\beta \sin \beta |n|),$$

де  $\alpha_1 = 0,050$ ,  $\alpha_2 = 0,075$ ,  $\alpha_3 = 0,100$ ,  $\alpha_1^2 = 5,0$ ,  $\alpha_2^2 = 7,5$ ,  $\alpha_3^2 = 9,0$ ,  $\beta = 0,49$ .

Використовуючи для оцінки дисперсії формулу (10), отримуємо  $D_1 = 0,515$ ,  $D_2 = 0,843$ ,  $D_3 = 0,935$ . Задамося апріорною вірогідністю  $p_1 = p_2 = 0,2$ ,  $p_3 = 0,6$  і матрицею втрат  $C_{11} = C_{22} = C_{33} = 0$ ,  $C_{12} = C_{21} = 2$ ,  $C_{13} = C_{31} = 3$ ,  $C_{23} = C_{32} = 1$ . Після обчислень за формулою (3) отримуємо наступне розбиття додатної осі оцінок дисперсій

$$[\sigma^2]_1 = [0, 6,2], [\sigma^2]_2 = [6,2, 7,7], [\sigma^2]_3 = [7,7, \infty]$$

Величина байесовського ризику при цьому правилі вибору рішень в МСК контролю зношеного редуктора СШНУ типу R-55 одним давачем рівна 0,19. Значення ризику, відповідні прийняттю у будь-якому випадку тільки першої,

другої або третьої гіпотези, рівні відповідно 2,2, 1 і 0,8. Представляє інтерес знайти розбиття на області на основі спрощених критеріїв. Так, застосування методу максимальної правдоподібності призводить до розбиття  $[\sigma^*]_1 = [0, 6,2]$ ,  $[\sigma^*]_2 = [6,2, 8,4]$ ,  $[\sigma^*]_3 = [8,4, \infty]$  і до значення ризику 0,22.

Розглянуте завдання відповідає контролю МСК вузла з двома ступенями свободи в механізмі редуктора, коли руйнується один із зв'язків. До цього завдання призводить цілий ряд типових завдань зношеного редуктора СШНУ типу R-55 [19].

Рішення задачі визначення оптимальної кількості давачів на контрольованій СПУ повинно задовольняти ряд суперечливих вимог. З одного боку бажано обмежитися можливо меншою кількістю давачів для того, щоб зменшити кількість необхідної апаратури МСК і спростити обробку показів. З другого боку, для отримання максимальної кількості і підвищення точності контролю СПУ необхідно підвищувати кількість давачів МСК.

Використовуємо байесовський підхід. Нехай СПУ знаходиться в одному з  $K$  станів. Нехай випадкова зовнішня силова дія на СПУ знаходиться в одному з  $L$  станів. Позначимо через  $N$  число можливих пар станів механізмів СПУ дії на них ( $N \leq KL$ ), а через  $P_n$  - апіорна імовірність цих пар станів. Нехай  $Q$  – число вібродавачів МСК,  $x$  – область результатів контролю (вимірювань). Виділимо  $\{C_{mn}\}$ , як матрицю витрат. Елемент  $C_{mn}$  відповідає вірному або невірному рішенню пари станів з номером  $m$ , коли насправді реалізується пара станів з номером  $n$ . Тоді математичне очікування витрат виражатиметься формулою:

$$R = \sum_{m=1}^N \sum_{n=1}^N P_{m/n} P_n C_{mn} + C_1(Q\lambda) + C_2(QT), \quad (11)$$

де  $\lambda$  – параметр, що характеризує спосіб розміщення давачів контролю МСК, на СПУ,  $C_1(Q\lambda)$  – витрати, пов'язані з установкою давачів та передачею їх показів в МСК,  $C_2(QT)$  – витрати, пов'язані з прийомом і обробкою показників давачів в МСК,  $Q$  – число вібродавачів МСК контролю,  $T$  – інтервал часу, протягом якого знімаються показники давачів МСК.

Значення  $Q$  і  $T$ , при яких досягається мінімальне значення математичного очікування втрат, дають шукане рішення. Перший доданок у формулі (11) із зростанням  $Q$  і  $T$  зменшується, другий збільшується із зростанням  $Q$ , а третій – необмежено зростає із зростанням  $Q$  і  $T$ . Тому і сума із зростанням  $Q$  і  $T$  необмежено зростатиме, що означає існування оптимальних значень  $Q$  і  $T$ .

Якщо не брати до уваги втрати  $C_1(Q\lambda)$  і  $C_2(QT)$ , то задачу про оптимізацію кількості і способу розміщення давачів МСК СПУ не вдається поставити. В цьому випадку може бути поставлена тільки задача мінімізації, якщо на середнє значення втрат накладене обмеження зверху.

Нами задача ставиться наступним чином. Вимагається знайти мінімальне число давачів МСК СПУ, при якому ще виконується обмеження:

$$R \geq \sum_{m=1}^N \sum_{n=1}^N P_{m/n} P_n C_{mn} \quad (12)$$



У виразі (12) видно неявно використане припущення про те, що час контролю (спостереження) МСК фіксований. Від величини  $T$  залежить умовна ймовірність  $P_{m/n}$ . Зокрема, чим більша величина  $T$ , тим ближче матриця  $P_{m/n}$  до одиничної. Тому, для  $R$  обмеження знизу:

$$R \geq \sum_{m=1}^N \sum_{n=1}^N P_n C_{mn} \quad (13)$$

Задача про мінімум числа давачів МСК СПУ може бути поставлена також в термінах теорії інформації. Вважатимемо МСК СПУ вимірювальним каналом. Задамо обмеження на втрати інформації в каналі. Задача ставиться в наступній постановці. Вимагається знайти мінімальне число давачів, при якому ентропія не перевищує заданого значення:

$$H = \sum_{m=1}^N \sum_{n=1}^N P_{m/n} (\ln P_{m/n} / P_n) \leq H^* \quad (14)$$

Розглянемо формулу (14). Перший доданок може бути зменшений за рахунок підвищення точності контролю СПУ. Цього можна досягти шляхом поліпшення вибору областей  $X_n$ . Наприклад, при виборі цих областей можуть бути використані результати чисельного аналізу механічних властивостей конструкції контрольованого МСК механізму СПУ.

Другий доданок може бути зменшений за рахунок мініатюризації давачів МСК, зменшення ваги вузлів, кріплення давачів і т.п.

Третій доданок може бути зменшений за рахунок зміни способу обробки результатів МСК СПУ. Спрощення способу обробки знижує третій доданок, але може підвищити перший за рахунок зниження точності контролю.

Можлива постановка задачі про отримання оптимального способу обробки контролю якості конкретної СПУ. Задача контролю якості СПУ МСК розв'язується послідовно на різних рівнях. Відповідно до цього третій доданок може бути розбитий, наприклад, на дві частини. В цьому випадку перша частина відповідатиме втратам при оперативному контролі якості СПУ на підставі результатів обробки показників давачів МСК спрощеними методами, а друга частина – втратам при поглибленому контролі якості СПУ МСК. При оперативному контролі якості СПУ МСК виявляється доцільним в просторі результатів контролю (спостережень)  $X$  виділити область  $X_{n+1}$  таку, що при попаданні в неї результат контролю фіксується, а МСК СПУ переходить на поглиблений контроль параметрів СПУ.

Таким чином.

Розглянуто можливість застосування зручного і надійного радіотехнічного методу аналізу лінійних кіл для контролю обладнання стаціонарної підйомної установки мобільною системою контролю, знайдені умови і обмеження можливості застосування цього радіотехнічного методу.

Запропоновано методика контролю з використанням підходу Байєса, яка ставить у відповідність кожному рішення контролю число, що полегшує знаходження оптимального рішення для контролю обладнання стаціонарної

підйомної установки мобільною системою контролю.

У двох варіантах поставлена та вирішена задача оптимізації кількості датчиків вібрації при контролі обладнання стаціонарної підйомної установки мобільною системою контролю.

#### ПЕРЕЛІК 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 НІР1710202030 (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. Виброакустическая диагностика дефектов, которые зарождаются / Под ред М.Д. Генкина, Ин-т машино-ведения им А.А. Благонравова АН СССР. – М.: Наука,1984. - 120с.
4. Абрамов, Ю.А. Разработка и использование анализатора для оценки качества зубчатых передач / Ю.А. Абрамов, Г.П. Болотов, А.А. Грачев. - М.: Акуст. ин-т АН СССР, 1987. -Т. 1. - С.112-124.
5. Авакян, В.А. Диагностика источников вибрации машин с учетом амплитудной модуляции / В.А. Авакян // Электротехника. – 1978. - № 2. - С.58-61.
6. Авраменко, А.А. Вибрационная диагностика выкрашивания в зубчатых передачах / А.А. Авраменко. - Куйбышев: Куйбыш. политехн. ин-т, 1989. - С. 26-32.
7. Балицкий, Ф.Я. Исследования вибрационных процессов в зубчатых передачах для диагностики / А.А. Балицкий. - М: Ин-т машиностроения, 1987. - 186с.
8. Сергиенко, А.Б. Цифровая обработка сигналов: Учебник для вузов. 2-е изд. / А.Б. Сергиенко.– СПб.: Питер, 2007. – 751 с
9. Бамбалас, П. Распознавания вибрационных процессов, которые слабо различаются, при диагностировании / П. Бамбалас. - Каунас: Каунас. политехн. ин-т, 1989. - 64с.
10. Гутман, Б.А. Диагностирование механических систем совместным использованием спектрального и биспектрального методов / Б.А. Гутман // Тр Риж. политехн. ин-та. – Рига, 1988.- С. 86-93.
11. Исии, Х. Причины возникновения шумов и вибрации / Х. Исии; Пер. Пуанто Эндзинния. – Токио,1984. - Т.13. - С.34-42.
12. Дюран, Б. Кластерный анализ / Б. Дюран , П. Оделл. -М.: Статистика, 1977. - 128с.
13. Нахапетян, Е.Г. Определение критериев и диагностирования механизмов / Е.Г. Нахапетян. - М.: Наука, 1977. -140с.
14. Основы технической диагностики / под ред. Пархоменко П.П. - М.:Энергия, 1976. -464с.
15. Явленский, А.К. Теория динамики и диагностики систем трения качения / А.К. Явленский. - Л.: Изд- во ЛГУ, 1989. -203с.
16. Thmszu, H. Machine fault diagnosis by vibrational analysis: Explorary introduction of bispectral metod / Thmszu H., Inoue T. // Bull. Fac. Eng. Yokohama Nat. Univ.- 1990. –vol. 42. – P. 83-90.
17. Копей, Б.В. Исследование случайных процессов мобильными измерительными системами / Б.В. Копей, В.В. Лопатин // Галицька академія. Наукові вісті ІМЕ. – 2009.- №2(16). – С.101-104.
18. Павлов, Б.В. Кибернетические методы технической диагностики / Б.В. Павлов // Труды СибВМИ. – Новосибирск, 2000. - 142с.
19. Копей, Б.В. Мобільні вимірювальні системи в нафтогазовій та гірничій промисловості / Б.В. Копей, В.В. Лопатін, О.І. Стефанишин. - Івано-Франківськ: ІФНТУНГ, 2010. - 392с.

## **ПРОБЛЕМЫ ДАЛЬНЕЙШЕЙ ЭКСПЛУАТАЦИИ ХРАНИЛИЩ ОТХОДОВ ОБОГАЩЕНИЯ КРИВБАССА И ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ПРЕДПОСЫЛКИ ИХ РЕШЕНИЯ**

Розглянуто сучасний стан та проблеми експлуатації сховищ відходів збагачення ГЗКів Кривбасу. Запропонована математична модель сховища продуктів переробки мінеральної сировини, яка дозволяє описувати зміну параметрів ядра сховища за весь період експлуатації, з урахуванням видобутку техногенних розсипів, відбору або додавання технічної води, а також подальшого нарощування дамб.

## **PROBLEMS OF FURTHER OPERATION OF STORAGE OF THE WASTE OF ENRICHMENT OF KRIVBASS AND THEORETICAL PRECONDITIONS OF THEIR DECISION**

The current state and problems of operation storages of a waste enrichment Mining Enriching Centres of Krivbass is considered. The mathematical model of storage of products of processing of mineral raw materials which allows describing change of parameters of kernel storage during the whole period of operation, taking into account production of technogenic scatterings, selection or addition of technical water, and also further building of dams is offered.

В Украине сосредоточены значительные запасы полезных ископаемых, мировой спрос на некоторые из них удовлетворяется менее чем на треть, причем большая часть работающих предприятий расположена в Днепропетровской области. А сам Днепропетровск является одним из крупных промышленных центров Украины, в котором сосредоточены предприятия металлургической, химической и машиностроительной отраслей промышленности. С учетом курса страны на евроинтеграцию и с выходом ее на мировые рынки минерального сырья, этим предприятиям приходится выдерживать суровые условия конкуренции с иностранными компаниями, а также соблюдать общеевропейские и общемировые стандарты качества продукции и требования к экологической безопасности производства. При добыче и переработке полезных ископаемых по существующим технологиям образовались большие объемы отходов обогащения, складирование которых требует отвода значительных площадей, приводит к изменению рельефа, нарушению инженерно-геологических, гидрогеологических и эколого-геологических условий района размещения хранилища отходов [1 – 8]. Сегодня под отвалами, сложенными вскрышными породами, занята площадь более 5 тыс. га, на которой сосредоточено более 3 млрд. м<sup>3</sup> горной массы. Отвалы и хранилища отходов обогащения, кроме выведения из хозяйственного оборота огромных земельных площадей, оказывают долговременное негативное влияние на окружающую среду, а также на здоровье людей. Решению этих проблем не способствуют проводящиеся пока в недостаточных масштабах рекультивация отвалов и хранилищ отходов обогащения и утилизация отходов горного производства.

Продукты переработки минерального сырья, образующиеся при обогащении полезных ископаемых, представляют собой взвесь мелкодисперсных твердых частиц в воде. От обогатительной фабрики эти продукты переработки направ-