

гу та визначення прогнозованої швидкості сейсмічних коливань ґрунту шляхом застосування експериментально отриманого коефіцієнту K по профілю розповсюдження сейсмічних хвиль;

6. Допустима швидкість сейсмічних коливань ґрунту будівель, наближених до межі санітарно захисної зони кар'єру «Південний» ТОВ «РУДОМАЙН», при частоті нижче 20 Гц складає 0,4 см/с, що відповідає II балам за шкалою MSK-64. Такі коливання не становлять загрози житловим будівлям, що перебувають в задовільному стані.

Результати постійного моніторингу вібрації (швидкості сейсмічних коливань ґрунту і надлишкового тиску на фронті ударної повітряної хвилі), які представлені в таблиці 2 та на рис. 2 показують, що інтенсивність сейсмічних коливань ґрунту на межі санітарно-захисної зони - значно нижче допустимої.

Список літератури

1. Ржевский В.В. Открытые горные работы, ч. 1, 2. М.: Недра, 1985.
2. Мельников Н.В. Краткий справочник по открытым горным работам.
3. Новожилов М.Г. Технология открытой разработки, т. 1, 2. М., 1971.
4. Бойко В.В. О критериях сейсмической опасности промышленных взрывов / В.В. Бойко, А.А. Кузьменко, Т.В. Хлевнюк // Вісник Національного технічного університету України "КПІ". Серія "Гірництво": Зб. наук. праць. – 2005 – № 12. – С. 45–52.
5. Стрілець О.П. (2016). Особливості технології буровибухових робіт на кар'єрах будівельної сировини в умовах зменшеної санітарно-захисної зони. Український союз інженерів взривників, бюллетень 3 (31), - С. 9-13.
6. ДСТУ 4704:2008 «Проведення промислових вибухів. Норми сейсмічної безпеки». – Київ.: Держспоживстандарт України, 2009.– 11 с..
7. ДСТУ 7116:2009 «Вибухи промислові. Методи визначення фактичної сейсмічної стійкості будинків і споруд». – Київ.: Держспоживстандарт України, 2010.– 6 с.
8. ДСТУ 7117:2009 «Вибухи промислові. Методи визначення тиску на фронті ударної повітряної хвилі та границі безпечної зони». – Київ.: Держспоживстандарт України, 2010.– 9 с.
9. ДБН В.1.1-12:2014 «Будівництво у сейсмічних районах України» – Київ.: Міністерство регіонального розвитку будівництва та житлово-комунального господарства України, 2014. – 110 с.
10. ДСТУ Б В.1.1-28:2010 «Захист від небезпечних геологічних процесів, шкідливих експлуатаційних впливів, від пожежі. Шкала сейсмічної інтенсивності». – Київ.: Мінрегіонбуд України, 2011. – 79 с.

Рукопис подано до редакції 12.03.22

УДК 658.562.64: 622.3

А.А. АЗАРЯН, д-р техн. наук, проф, А.А. ТРАЧУК, канд. техн. наук,

Криворізький національний університет

О.В. ШВИДКИЙ, інженер-програміст, ТОВ «Рудпромгеофізика»

ОПЕРАТИВНИЙ КОНТРОЛЬ ВМІСТУ ЗАЛІЗА У ПОДРІБНЕНІЙ ГІРНИЧІЙ МАСІ

Мета. Ґрунтуючись на результатах теоретичних, лабораторних і промислових випробувань, рекомендовано технологію оперативного контролю вмісту заліза у подрібненій гірській масі.

Методи. Використано математичні методи оцінювання розподілення помилок за законом Гауса, визначення апаратурної похибки, яка здебільшого визначається величиною статистичної похибки.

Наукова новизна. Встановлено, що, при опроміненні проби через матеріал кювети (дно) контрастність в 1.8 разів нижче, ніж при опроміненні безпосередньо матеріалу проби, що призводить до зростання похибки визначення до 0.4-0.5% абс.; величина похибки визначення вмісту значною мірою визначаються кількістю проведених вимірів інтенсивності від проби.

Практична значимість. Мінімальна похибка та максимальна контрастність забезпечуються при попередньому вирівнюванні поверхні проби ущільненням та напрямком пучка випромінювання на поверхню проби безпосередньо. У цьому випадку середня похибка вимірів може бути досягнута (при необхідній кількості вимірів) 0.2% абс. Таким

чином, підготовка проб та опромінення їх, коли проба ущільнена і опромінюється матеріал проби безпосередньо, забезпечує найкращі результати збіжності контрастності і, в результаті, найменші похибки вимірювань.

Результати. Встановлено, що розкид показань, що характеризується середньою швидкістю рахунку із відносною похибкою для трьох варіантів вимірів різний і лежить в діапазоні від 0.28 % до 1.63 %. Контрастність так само різна й у межах 0.69-1.32. Опромінення проби через дно кювети через розсіювання гамма-випромінювання матеріалом кювети та його реєстрації детектором радіометра збільшує величину загальної інтенсивності від проби.

Ключові слова. Апаратурна похибка, контрастність, опромінення, проби, кювета, розпад радіонуклідів, оперативний контроль, вміст заліза, гірська маса, пристрій ПАКС, потік, розсіяне гамма-випромінювання.

doi:10.31721/2306-5435-2022-1-110-59-67

Проблема та її зв'язок з науковими і практичними задачами. На сьогодні на гірничорудних підприємствах України для оперативного контролю якості залізних руд і продуктів їх переробки, широко використовуються рудничні радіометри типу ПАКС, які розроблені в проблемно-галузевої лабораторії Міністерства промислової політики України при Криворізькому національному університеті. На рис. 1 наведено загальний вид пристрою ПАКС.



Рис. 1. Загальний вигляд пристрою ПАКС

В даній роботі приводяться результати експериментів по визначенні величини апаратної похибки та її складових, дана оцінка похибки вимірювання вмісту заліза в порошкових пробах (клас крупності - 1 мм) і показаний зв'язок похибки з прийомами підготовки проб до опромінення і геометрією опромінення.

Аналіз публікацій. На даний час опубліковано багато науково-технічного матеріалу по способам використання розсіяного і прохідного гамма-випромінювання для оперативного контролю та управління якістю мінеральної сировини [2-5].

Постановка задачі. Для підвищення точності оперативного контролю якості мінеральної сировини з використанням рудничних радіометрів типу ПАКС необхідний комплексний підхід щоб врахувати основні і додаткові фактори, що впливають на точність вимірювань.

Викладення матеріалу та результати. Знання величини точності h дозволяє визначити ймовірну, середню і середньоквадратичну похибку і дає можливість оцінити надійність проведених вимірювань. Тому звісно виникає задача - визначити величину точності за результатами вимірювань. При цьому допускаємо, що всі вимірювання виконані однаково ретельно, тобто являються рівно-точними, і що випадкові похибки розподілені за законом Гауса [1].

Нехай результатами вимірювань інтегрального потоку розсіяного гамма-випромінювання N є числа

$$x_1, x_2, \dots, x_n \quad (1)$$

Розглянемо гіпотези, що величина, яка вимірюється, дорівнює x , а величина точності зроблених вимірювань дорівнює h .

При допущеннях про значення x і h ймовірність отримання результатів вимірювань дорівнює

$$\varphi(x - x_1)\varphi(x - x_2)\dots\varphi(x - x_n)d\varepsilon^n$$

Користуючись виразом для щільності нормального розподілу отримаємо [1],

$$\frac{h^n}{\pi^{n/2}} e^{-h^2[(x-x_1)^2+(x-x_2)^2+\dots+(x-x_n)^2]} d\varepsilon^n \quad (2)$$

Оскільки до випробувань всі значення x і h слід вважати рівно-ймовірними, то внаслідок теореми Бейеса ймовірність самої гіпотези є пропорційною (2), тобто дорівнює

$$Gh^n e^{-h^2[(x-x_1)^2+(x-x_2)^2+\dots+(x-x_n)^2]} \quad (3)$$

де G - постійний множник пропорційності, куди включені також незалежний від h і від x множників $d\varepsilon^n$.

Зазначимо, що, за будь-якої гіпотези щодо h , величина (3) буде найбільшою, якщо x обраний так, що сума мінімальна

$$(x - x_1)^2 + (x - x_2)^2 + \dots + (x - x_n)^2 = \sum_{i=1}^n (x - x_i)^2 \rightarrow \min.$$

Таким чином, виходячи з того, що помилки розподілені за законом Гауса, можна зробити висновок.

Найімовірнішим значенням, яке можна отримати з низки вимірювань однакової точності, є таке значення, для якого сума квадратів різниць цього значення та результатів вимірювань є найменшою [1]. Це називається принцип найменших квадратів.

Користуючись цим принципом, знайдемо найімовірніше значення величини x . Прирівнюючи похідну до нуля по x від суми квадратів, $\sum_{i=1}^n (x - x_i)'' = 0$ отримаємо

$$2 \sum_{i=1}^n (x - x_i) = 0,$$

звідки

$$x = \bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}. \quad (4)$$

При $x = \bar{x}$ справді має місце мінімум.

Отже, якщо випадкові помилки розподілені за законом Гауса, то найімовірнішим значенням x вимірюваної величини є середнє арифметичне значення.

Знаходження найбільш можливого значення точності h складніше. Замінімо x на \bar{x} (3) та здійснимо пошук максимальної точності h [1], отримаємо

$$G e^{-h^2 \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2} (nh^{n-1} - 2h^{n+1} \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2) = 0$$

Звідки

$$h = 1 / \sqrt{2 \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2}{n}}. \quad (5)$$

Однак це значення h не є найімовірнішим (хоча й близько до нього), тому що ймовірність гіпотези h обчислена лише за однієї гіпотези. При цьому різниця $\bar{x} - x_i$ не є істинними помилками, які рівні $A - x_i$, де A - точне значення вимірюваної величини.

Обчислимо тепер ймовірність значення h , вважаючи, що x може приймати будь-які значення. В силу теореми додавання ймовірностей ми повинні підсумувати вирази (3) по всіх x від $-\infty$ до $+\infty$, що приведе до обчислення інтегралу [1]

$$P = Gh^n \int_{-\infty}^{\infty} e^{-h^2 \sum_{i=1}^n (x - x_i)^2} dx. \quad (6)$$

Для знаходження інтеграла (6) введемо нову змінну u , припустивши що $x = \bar{x} + u$, де \bar{x} визначено формулою (4).

Зауважимо, що з цієї формули випливає рівність

$$n\bar{x} - \sum_{i=1}^n x_i = \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i) = 0. \quad (7)$$

Зробивши вказану заміну змінних в інтегралі (6), отримаємо

$$P = Gh^n \int_{-\infty}^{\infty} e^{-h^2 \sum_{i=1}^n (\bar{x} + u - x_i)^2} du.$$

Зводячи дужки в показнику степеня в квадрат і використовуючи (7), отримаємо

$$P = Gh^n \int_{-\infty}^{\infty} e^{-h^2 \left[\sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2 + 2u \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i) + nu^2 \right]} = Gh^n e^{h^2 \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-nh^2 u^2} du. \quad (8)$$

В останньому інтегралі замінимо $hu\sqrt{n} = \frac{t}{\sqrt{2}}$, тоді $\int_{-\infty}^{\infty} e^{-nh^2u^2} du = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} \frac{1}{h\sqrt{n}\sqrt{2}} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{h\sqrt{n}}$,

$$\text{так що } P = Ghe^{-h^2 \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2} \frac{\sqrt{\pi}}{h\sqrt{n}} = \frac{Gh^{n-1} \sqrt{\pi}}{\sqrt{n}} e^{-h^2 \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2}$$

Рівність (8) дає ймовірність того, що за даних результатів вимірювань величина точності дорівнює h . Найбільш ймовірним значенням h буде таке, у якому вираз (8) буде максимальним.

Для того щоб знайти максимум, прирівняємо до нуля похідну dP/dh

$$\frac{G\sqrt{\pi}}{\sqrt{n}} e^{-h^2 \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2} \left[(n-1)h^{n-2} - 2h^n \sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2 \right] = 0.$$

Звідси випливає, що найімовірнішим значенням величини точності h , яке зазвичай сприймають як справжнє значення h , є

$$h = 1 / \sqrt{2 \frac{\sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2}{n-1}}. \quad (9)$$

При n досить великому вирази (9) та (5) практично збігаються.

Знаючи величину точності, визначимо величини ймовірної, середньої та середньої квадратичної похибок. Зокрема, для середньої квадратичної похибки знайдемо

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^n (\bar{x} - x_i)^2 / n - 1}. \quad (10)$$

Перш ніж перейти до розгляду прикладу, зробимо таку практичну вказівку. За наявності великої кількості вимірювань зручно не обчислювати середнє арифметичне безпосередньо, а чинити інакше. Вибравши за «умовний нуль» довільне значення x_0 , розглянемо замість результатів вимірювань x_1, x_2, \dots, x_n їх відхилення від x_0 , дорівнюють $x_1 = x_1 - x_0, x_2 = x_2 - x_0, \dots, x_n = x_n - x_0$.

Знайшовши середнє арифметичне цих відхилень

$$\bar{\Delta x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - x_0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - x_0,$$

легко знайдемо і саме середнє арифметичне x

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = x_0 + \bar{\Delta x}$$

Таким чином, для обчислення середнього арифметичного значення вимірювань достатньо до довільно вибраного значення x_0 додати середнє арифметичне відхилення від x_0 [1].

Дослідження проводили з використанням серійного радіометра ПАКС-4, укомплектованого двома радіонуклідами Am-241 активністю по 2.4×10^8 Бк. Зонд приладу був налаштований інверсійно до h - відстань між детектором і поверхнею проби. Тривалість одного виміру - 10 с. Вимірювались як інтенсивність, так і вміст.

Відомо, що, при визначенні вмісту корисного компонента гамма-гама методом, загальна похибка складається з наступних доданків:

апаратурної похибки;

похибки, обумовленої нерівномірністю розподілу корисного компонента у пробі;

мінливістю геометрії опромінення проб;

мінливістю гранулометричного складу проб.

У свою чергу, апаратурна похибка вимірювань складається з похибки, обумовленої імовірнісним характером розпаду використовуваного радіонукліда, похибки в часі, пов'язаної з нестабільністю в часі параметрів роботи реєструючого тракту (обумовленої, наприклад, коливаннями живлення датчика і схеми напруги, температурної залежності роботи окремих вузлів радіометра), а для радіометрів ПАКС ще й похибок апроксимації.

Зазначені доданки апаратурної похибки визначали експериментально, шляхом серій вимірювань швидкості рахунку N (що характеризує величину інтенсивності розсіяного випроміню-

вання) від стандартних зразків типу ДСО з вмістом заліза 5%, 10%, 14, 9%, 24,4%; 32%; 40%; 46 %.

У процесі експериментів встановлено, що тимчасова складова апаратурної похибки радіометра, що характеризується "відходом" швидкості рахунку від середнього значення за 6 годин роботи, лежить в межах 0,01-1 відсотків. Величина її визначається тільки якісними характеристиками датчика, а конкретніше - тимчасовою стабільністю фотоелектронного помножувача і джерела напруги, що його живить.

Величина похибки, пов'язаної з перерахунком величини вимірної інтенсивності випромінювання у відповідні їй значення вмісту заліза, визначалася наступним чином (похибка апроксимації): радіометр калібрували за еталонними зразками, потім встановлювали датчик радіометра на зразок з відомим вмістом заліза і проводили багаторазові вимірювання інтенсивності.

З записаних в пам'ять радіометра значень N вибирали ті, які збігалися за величиною зі значеннями інтенсивності від даного зразка при калібруванні або відрізнялися не більше ніж на 0,01%. Потім у режимі індикації вмісту фіксували значення вмісту заліза для вибраних значень N , які порівнювали з вмістом у зразку. По різниці значень визначали величину похибки апроксимації.

Середнє значення абсолютної похибки вимірювань, зумовлених апроксимацією, становить ± 0.36 % абс. або 2.1 % відносних.

Наведені в табл. 1 дані дають відповідь на питання, що часто виникає у користувачів радіометрів - про зв'язок зміни величини розсіяного випромінювання зі зміною вмісту корисного компонента.

Таблиця 1

Вміст заліза в еталонному зразку q_e , %	Калібрувальне значення інтенсивності, N імп/с	Робоче значення інтенсивності, N імп/с	Вимірне значення вмісту заліза, q_i , %	Похибка апроксимації, $(q_i - q_e)$	
				%, абс.	%, відн.
5	23063	23063	4.85	-0.15	-3.0
10	19152	19154	9.73	-0.27	-2.7
14.9	16011	16012	15.31	0.48	-3.22
24.4	12544	12544	24.9	0.5	2.49
32	10914	10916	31.45	-0.55	-1.75
40	9384	9385	39.7	-0.30	-0.75
46	8444	8442	46.24	0.26	1.13

Слід зазначити, що кількісні значення N не можна автоматично переносити на результати вимірювання заліза в дроблених і порошкових пробах, там істотну роль гратиме насипна щільність і геометрія опромінення проб, але якісний характер залежності залишається аналогічним.

Третій доданок апаратурної похибки - статистична похибка δ вимірювання швидкості рахунку імпульсів N , обумовлена імовірнісним характером розпаду використовуваного джерела випромінювання радіонукліда. Теоретично вона визначається як, %

$$\delta = \frac{100}{\sqrt{NT}}, \quad (11)$$

де T - час експозиції радіометра, с, N - швидкість рахунку імпульсів випромінювання, що реєструється, імп./с.

Як видно з виразу (11) δ є функцією двох змінних N та T , а оскільки у свою чергу N є функцією вмісту заліза і від цього змінюється у певних межах, то і величина статистичної похибки (навіть за $T = \text{const}$) перебуватиме у певних межах.

Діапазон зміни статистичної похибки не складно визначити для радіометра ПАКС-3, оскільки у нього $T = \text{const} = 16$ с, $N_{\text{max}} = 16000$, N_{min} рекомендується не менше 5000. Звідси $\delta = 0,2-0,35\%$ за інтенсивністю.

Для радіометра ПАКС-4, з його значно більшими можливостями як за допустимою швидкістю рахунку імпульсів ($N \leq 30000$), так і по діапазону експозицій ($T = 0,1-1000$ с) можна досягти статистичної похибки $\leq 0,018$ % за швидкістю рахунку. Цю величину можна вважати мінімально можливою апаратурною похибкою радіометра ПАКС-4.

Апаратурна похибка визначалася за результатами ста вимірів швидкості рахунку імпульсів розсіяного випромінювання від проб з максимальним (64 %) та мінімальним (24 %) значеннями вмісту заліза q . За критерій похибки взято величини середньоквадратичної похибки окремого

вимірювання числа імпульсів ΔS_n та середньоквадратичної похибки результату серії вимірювань ΔS_a , де

$$\Delta S_n = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n ((\Delta N_i))^2}{n-1}}; \quad (12)$$

$$\Delta S_a = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n ((\Delta N_i))^2}{(n-1) \cdot n}}, \quad (13)$$

де n - число вимірювань; ΔN_i - величина відхилення швидкості рахунку імпульсів i -того виміру від середнього значення у серії вимірів.

Аналіз показує, що розподіл швидкостей рахунку близький до закону нормального розподілу.

Для проби з $q=24\%$ $\Delta S_n = 26.0$ імп = 0.263% $\Delta S_a = 2.6$ імп = 0.0263%.

Для проби з $q=64\%$ $\Delta S_n = 21.9$ імп = 0.378% $\Delta S_a = 2.2$ імп = 0.0378%.

Як видно з порівняння значень ΔS_n та ΔS_a похибки у визначенні швидкостей рахунку суттєво відрізняються, що пояснюється різним внеском у сумарну похибку, зумовлену імовірнісним характером розпаду радіонукліду.

За значеннями наведених похибок оцінимо апаратну похибку вимірювань величини N швидкості рахунку імпульсів, що характеризує інтенсивність випромінювання. Для цього поставимо значення надійності $\alpha=0.999$, для заданої похибки та $n=100$ знаходимо з таблиць (наприклад [1]) коефіцієнт Стьюдента $t_\alpha=3.39$, та призначенням t_α і ΔS_a визначаємо похибку ΔN виміру N

$$\Delta N = \Delta S_a \cdot t_\alpha \quad (14)$$

Таким чином, апаратна похибка при зазначених режимах роботи радіометра та середніх швидкостях рахунку $=9914$ імп./с та $N_2=5791$ імп./с становить відповідно $\Delta N_1=8.8$ імп./с, $\Delta N_2=7.5$ імп./с, а результат вимірювання інтенсивності можна записати як $N_1=9914 \pm 8.8$ імп./с, $N_2=5791 \pm 7.5$. Відносна апаратна похибка

$$\varepsilon = \Delta N / \bar{N} \quad (15)$$

відповідно дорівнює $\varepsilon_1 = 0.089\%$ та $\varepsilon_2 = 0.13\%$.

Необхідно відзначити, що отримані значення апаратних похибок отримані із серії ста вимірювань, а при іншій кількості вимірювань вони будуть відмінними.

Так, в методиках застосування радіометрів рекомендується проводити вимірювання вмісту заліза в пробі серією з трьох вимірювань. У цьому випадку змінюються значення ΔS_n та t_α і, відповідно, значення ε_1 зростає до 4.87%, а ε_2 - до 6.82% за надійності $\alpha=0.999$.

До цих пір нами оцінювалася величина похибки вимірювання інтенсивності випромінювання, що виражається в числі зареєстрованих імпульсів. Тепер оцінимо середню величину апаратної похибки у відсотках вмісту заліза. Для цього знайдемо значення виразу контрастності [2].

$$\frac{2|\bar{N}_1 - \bar{N}_2| \cdot 100}{(\bar{N}_1 + \bar{N}_2) \cdot (q_2 - q_1)} \% \quad (16)$$

яка вказує на скільки відсотків у середньому змінюється інтенсивність випромінювання при зміні вмісту заліза на 1%. У даному випадку дорівнює 1.31.

Ділячи отримані середні значення величини знаходимо середні значення апаратної похибки вимірювання вмісту заліза. Для серії зі ста вимірів вона становитиме 0.084%, для серії з трьох вимірів - 4.47% (за рахунок зростання t_α з 3.37 до 31.6 та ΔS_n в $\sqrt{100/3}$ разів).

У методиці роботи радіометра вказується величина відносної похибки вимірювання 2%, що для нашого діапазону вмісту становить відповідно 0.48 та 1.28% абсолютних. Зазначені похибки з достовірністю $\alpha=0.999$ можуть бути забезпечені при вимірюваннях серією не менше ніж із семи вимірів. При серії ж із трьох вимірів вони забезпечуються з достовірністю $\alpha \approx 0.97$. При $\alpha = 0.9$ середня апаратна похибка серії з трьох вимірів складе $\approx 0.42\%$ абс.

Орієнтуючись на отримані значення апаратної похибки нами проведена серія експериментів щодо визначення величини похибок, що вносяться способом підготовки поверхні проби до опромінення, впливом геометрії опромінення, та вибору оптимального варіанту підготовки опромінення проб.

Вимірювання проводилися на повітряно-сухих пробах класу - 1 мм із вмістом заліза 24.4%, 38.4% та 64%. Було досліджено три варіанти підготовки та опромінення проб.

Варіант I - пробу насипали у кювету до її заповнення, зрізали надлишок матеріалу, а опромінення проводили через дно кювети.

У *варіанті II* пробу готували до опромінення так само, як і варіанті I, але опромінювали безпосередньо матеріал проби.

У *варіанті III* після зрізання надлишку поверхню проби ущільнюємо спеціальним пуансоном, вдавлюючи його в кювету до заданої глибини занурення.

Порядок розрахунку проб був наступним. Блок детектування встановлювали на пробу, робили три вимірювання величини N при експозиції 10, потім пробу повертали на 120° і знову проводили триразове вимірювання N , ще повертали на 120° і так само вимірювали N . Таким чином, при одному засипанні проби проводили дев'ять вимірювань інтенсивності N . Після цього робили чотири пересипки проби, проводячи зазначені вимірювання N після кожного пересипання.

Результати обробки даних експериментів зведено у табл. 2.

Таблиця 2

q	Варіант I Опромінення через дно кювети					Варіант II Опромінення зверху проби					Варіант III Опромінення зверху проби після ущільнення пуансоном					Контрастність, $\bar{K}/\bar{\varepsilon}$ /Апаратурна похибка, $\bar{\varepsilon}$		
	\bar{N} , імп	ΔS_n , імп	ΔS_w , імп	Δ^*N , імп	ε , %	\bar{N} , імп	ΔS_n , імп	ΔS_w , імп	Δ^*N , імп	ε , %	\bar{N} , імп	ΔS_n , імп	ΔS_w , імп	Δ^*N , імп	ε , %	\bar{K}_1	\bar{K}_2	\bar{K}_3
24.4	12513	68.6	11.4	40.8	4.33	9945	93	15.5	55.5	0.56	9914	30.3	4.52	15.9	0.16	0.69	1.23	1.32
38.4	11269	38.53	9.14	35.5	0.315	8301	62.2	14.7	57.6	0.69	8118	63.4	9.45	33.3	0.41			
64	9472	39.8	6.37	22.7	0.24	6006	39	6.24	22.2	0.37	5774	28.7	4.28	15	0.27			
																1.63	0.54	0.28

Аналіз результатів показує, що розбіжність показань, що характеризується середньою швидкістю рахунку N із відносною похибкою ε для трьох варіантів різний і лежить в діапазоні від 0.28 % до 1.63%.

Контрастність так само різна й у межах 0.69-1.32.

Порівняно із середньою апаратурною похибкою виміру N рівною 0.11 % похибка у реальних вимірах зросла від 2.6 до 5 разів.

Беручи за критерій оцінки величини похибки ε та контрастності, слід вважати, що варіант III має мінімальну похибку вимірювання і максимальну контрастність і є кращим щодо вмісту заліза в порошкових пробах.

Максимальний розкид ($\varepsilon=1.63$) - для вимірювань за варіантом I.

Зупинимось докладніше на результатах вимірювань за варіантом I (опромінення проби через дно кювети), оскільки цей варіант найбільш широко поширений серед користувачів радіометрів через простоту підготовки проби до просвічування (не потрібно зрізання надлишків проби, вирівнювання її поверхні).

Опромінення проби через дно кювети через розсіювання гамма-випромінювання матеріалом кювети (товщина 1 мм Al) та його реєстрації детектором радіометра збільшує величину загальної інтенсивності від проби.

При цьому збільшення становить 26% для $q=24.3$ та 60% для $q=60$ (тобто в середньому 1% на 1% заліза).

Це збільшення інтенсивності не несе інформації про вміст заліза, а навпаки, знижує показник контрастності від 1.2-1.3 до 0.7

При порівнянні результатів трьох варіантів виміру виходить, що у варіанті III найменша розбіжність показань ($\varepsilon=0.28$) та найбільший коефіцієнт контрастності =1.32.

Оскільки для оцінки застосування того чи іншого варіанту необхідно розглядати два показники (ε і \bar{K}), то для вибору оптимального з варіантів пропонуємо ввести критерій Q , що характеризує величину відношення $\bar{K}/\bar{\varepsilon}$ тобто $Q = (\bar{K}/\bar{\varepsilon})$ тобто $Q=i$ як оптимальний варіант вважати той, у якого цей коефіцієнт максимальний.

Для першого з розглянутих варіантів $Q=0.42$, другого - $Q=2.28$, третього - $Q=4.7$.

Таким чином, підготовка проб та опромінення їх за третім варіантом (тобто проба ущільнена і опромінюється матеріал проби безпосередньо), забезпечують найкращі результати збіжності контрастності і, в результаті, найменші похибки вимірювань.

Необхідно відзначити, що дуже часто в методиках застосування радіометрів для визначення вмісту корисного компонента не вказується, при яких режимах вимірювання (тривалість експозиції, інтенсивність, кількість вимірів однієї проби) і з яким ступенем надійності забезпечується вказана точність контролю. Вважаємо це істотним недоглядом, з використанням радіонуклідів зі своїми імовірнісним характером розпаду величина похибки істотно залежить від цих режимів.

Для підтвердження на підставі даних експерименту розраховано величину похибки $\Delta\%$ визначення вмісту заліза для різних значень q вмісту заліза, числа n у серії вимірювань, надійності α і двох із зазначених вище варіантів підготовки проб та опромінення, значення яких наведені у табл. 3.

Таблиця 3

Номер варіанту	Вміст Fe, %	N	Δ, Fe			
			$\alpha=0.90$	$\alpha=0.95$	$\alpha=0.98$	$\alpha=0.99$
I	24.3	3	1.52	2.24	3.63	5.17
		5	0.86	1.12	1.51	1.85
		7	0.66	0.84	1.06	1.26
		10	0.52	0.64	0.80	0.93
		15	0.41	0.5	0.60	0.68
	64	3	0.87	1.29	2.08	2.98
		5	0.49	0.64	0.86	1.06
		7	0.39	0.49	0.63	0.74
		10	0.31	0.38	0.48	0.55
		15	0.25	0.3	0.37	0.42
III	24.3	3	0.45	0.73	1.18	1.68
		5	0.277	0.36	0.49	0.6
		7	0.213	0.27	0.35	0.41
		10	0.17	0.21	0.26	0.30
		15	0.13	0.16	0.2	0.23
	64	3	0.42	0.69	1.11	1.58
		5	0.26	0.34	0.46	0.57
		7	0.20	0.25	0.33	0.38
		10	0.16	0.19	0.24	0.28
		15	0.12	0.15	0.19	0.21

Розрахунки Δ велися за формулою

$$\Delta = \frac{\Delta S_n}{\sqrt{n}} \cdot t_\alpha(\alpha, n) \left/ \frac{\bar{N}_{\max} - \bar{N}_{\min}}{q_{\max} - q_{\min}} \right., \quad (17)$$

де $t_\alpha(\alpha, n)$ - коефіцієнт Стьюдента для надійності, що задається α та числа n вимірювань у серії; $q_{\max} - q_{\min}$ - граничні значення вмісту заліза; $\bar{N}_{\max} - \bar{N}_{\min}$ - швидкості рахунку імпульсів, що відповідають граничним вмістом корисного компонента.

Як видно з табл. 2, похибка визначення вмісту значною мірою залежить від числа n обміру проб і необхідної надійності.

Слід зазначити, що величини значень Δ є орієнтовними (тут показано лише принцип зміни Δ) і не можуть бути автоматично перенесені в технічну характеристику радіометра, оскільки в процесі розрахунку Δ для спрощення було допущено, що q і N лінійні у всьому діапазоні q .

Висновки:

апаратурна похибка швидкості обчислення здебільшого визначається величиною статистичної похибки, обумовленої імовірнісним характером розпаду радіонукліду. Вона залежить від тривалості циклу вимірювання. Мінімальне значення цієї похибки $\approx 0.032\%$;

похибки, зумовлені підготовкою проб та методикою їх обчислення, в 2-4 рази перевищують апаратурну похибку;

мінімальна похибка та максимальна контрастність забезпечуються при попередньому вирівнюванні поверхні проби ущільненням та направлення пучка випромінювання безпосередньо на поверхню проби. У цьому випадку середня похибка вимірів може бути досягнута (при необхідній кількості вимірів) 0.2% абс.;

при опроміненні проби через матеріал кювети (дно) контрастність в ≈ 1.8 разів нижче, ніж при опроміненні безпосередньо матеріалу проби, що призводить до зростання похибки до 0.4-0.5% абс.;

величина похибки при визначенні вмісту значною мірою залежить від числа проведених вимірювань інтенсивності від проби.

Список літератури

1. Гмурман В.Е. Теорія ймовірностей та математична статистика, М.2002.- 480с.
2. Патент України №78353 «Спосіб визначення вмісту чорних та важких металів у порошкових пробах руд» / Азарян А. А., Василенко В. С., Лісовий Г.М., Василенко Є. С. , 2007 БІ №3.
3. Азарян А.А. Оперативний контроль за якістю мінеральної сировини / Азарян А.А., Вілкул Ю.Г., Колосов В.А. - М, Гірський журнал, 2005.- №5.-С.106-108.
4. Звіт з науково-дослідної роботи «Розробка геофізичних засобів оперативного контролю вмісту корисного компонента та ваги гірничої маси», Фонди КТУ № держреєстрації 00199u003291, 2000- С. 67-71.
5. Азарян В.А. Обґрунтування геометричних та технологічних параметрів системи оперативного контролю якості вихідної руди та продуктів збагачення / Азарян В.А., Трачук А.А.- Варна. -2007.-Стратегія якості у промисловості та освіті.- Т.1. -С. 487-491.
6. Монография под общей редакцией профессора А. Азаряна Оперативный контроль и управление качеством при добыче и переработке минерального сырья: / [А.А Азарян, В.А Азарян, В.В. Дрига, В.С. Моркун, А.А.Трачук и др.]- OKTAN PRINT s.r.o. 5. května 1323/9, Praha 4, 140 00 www.oktanprint.cz tel.: +420 770 626 166 jako svou 31. Publikací Vydání první, 2020.-500с.
7. Operational quality control of ferrous metal ores/ A.A. Azarian, V.A. Azarian, V.S. Morkun.-Lambert, 2022.-91p.
8. Повідомлення про розроблення першої редакції проєкту національного стандарту. Retrieved from <http://uas.org.ua/ua/messages/povidomlennya-pro-rozroblennya-pershoyi-redaktsiyi-proektu-natsionalnogo-standartu-740/>
9. Gmurman V.E. Guide to solving problems in probability theory and mathematical statistics. M., Higher School, 1979.- 400 p.
10. Instructions for the operation of the powder sample analyzer. TOV "Rudpromgeofizika": Kriviy Riga, 2018. - 22 p.

Рукопис подано до редакції 25.03.22

УДК 614.841.4: 621.867.2

І. А. ЄВСТРАТЕНКО, канд. техн. наук,

Державний воєнізований гірничорятувальний (аварійно-рятувальний) загін ДСНС України, Кривий Ріг

Д. М. ФЕДЬКО, гірничий інженер, Компанія «ІнПро», Україна

Л. І. ЄВСТРАТЕНКО, канд. техн. наук, Компанія «ІнПро», Україна

В. М. РЯСНИЙ, канд. техн. наук, с.н.с., Науково-дослідний інститут безпеки праці і екології в гірничорудній і металургійній промисловості

Криворізького національного університету (НДІБПГ КНУ), м. Кривий Ріг

С. М. ЧУХАРЄВ, В.В. ЗАЄЦЬ, кандидати техн. наук, доценти

Національний університет водного господарства та природокористування, м. Рівне

ПРОТИПОЖЕЖНИЙ ЗАХИСТ КОНВЕЄРНОГО ТРАНСПОРТУ НА ГІРНИЧОРУДНИХ ПІДПРИЄМСТВАХ: СТАН ТА ПОШУК РІШЕНЬ ЩОДО ЙОГО ПІДВИЩЕННЯ

Мета. Проаналізувати стан протипожежного захисту одного з найбільш пожежонебезпечних об'єктів гірничорудного виробництва, а саме - конвеєрного транспорту. Визначити основні причини пожеж як на їх початковій стадії, так і на етапі розвитку. Розглянути вітчизняний та зарубіжний досвід, проведених попередніх експериментів та досліджень щодо визначення ефективності різних засобів пожежогасіння, засобів виявлення пожеж та оповіщення про них.

Методи дослідження. Обробка статистичних даних щодо причин пожеж, що мали місце в конвеєрних виробках (у тому числі в похилих стволах) шахт Криворізького залізорудного басейну та Марганецького ГЗК, а також на конвеєрних трактах об'єктів циклічно-поточної технології (ЦПТ) ГЗК.

Наукова новизна. Доопрацьовані «Вихідні технічні вимоги на проектування системи автоматичного пожежогасіння в похилих стволах, обладнаних стрічковими конвеєрами». Розроблені раціональні схеми пожежогасіння, з використанням найбільш ефективних засобів гасіння пожеж.