

нитным полем. – «Известия вузов. Горный журнал». –1971. –№4.

4. **Дрига В.В.** Исследование и классификация факторов, влияющих на геофизический мониторинг массовой доли магнетита в горной массе / В.В. Дрига // Вісник Криворізького технічного університету: зб. наук. пр. / Криворізький техн. ун-т. –Кривий Ріг : Мінерал, 2006. –Вип. 14. –С. 150-153.

УДК 658.562.64:622.3

А.А. АЗАРЯН, д-р техн. наук, проф., Г.Н. ЛИСОВОЙ ст. науч. сотр., В.Е.ВАСИЛЕНКО ст. науч. сотр., А.А. ТРАЧУК, канд. техн. наук, доц., Криворожский технический университет

### **ЭКСПРЕСС-АНАЛИЗ СОДЕРЖАНИЯ ЖЕЛЕЗА В ПОРОШКОВЫХ ПРОБАХ РУДНИЧНЫМИ РАДИОМЕТРАМИ ПАКС**

В статье приведены результаты экспериментов по определению величины аппаратурной погрешности и ее составляющих, оценены погрешности измерения содержания железа в порошковых пробах и показана связь погрешности с приемами подготовки проб к облучению и геометрией облучения.

У статті наведені результати експериментів по визначенню величини апаратної погрешності і її складових, оцінені погрешності виміру змісту заліза в порошкових пробах і показаний зв'язок погрешностей із прийомами підготовки проб до опромінення й геометрією опромінення.

**Проблема и ее связь с научными и практическими задачами.** В настоящее время на горнорудных предприятиях Украины, в частности Кривбасса, для экспресс-анализа железных руд и продуктов их переработки на содержание железа, широко применяются рудничные радиометры типа ПАКС, разработанные в проблемно-отраслевой лаборатории Министерства промышленности политики Украины при Криворожском техническом университете.

Однако, в технической документации на радиометры некоторые вопросы, касающиеся погрешностей измерений, способов подготовки проб к измерениям и приемов, обеспечивающих минимальные погрешности измерений освещены в общем виде.

В настоящей работе приводятся результаты экспериментов по определению величины аппаратурной погрешности и ее составляющих, оценены погрешности измерения содержания железа в порошковых пробах (класс крупности -1 мм) и показана связь погрешностей с приемами подготовки проб к облучению и геометрией облучения.

**Анализ публикаций.** В настоящее время опубликованы много научно-технического материала по способу использования рассеянного и прошедшего гамма-излучения для оперативного контроля и управления качеством минерального сырья [2..5].

**Постановка задачи.** Для повышения точности оперативного контроля качества минерального сырья с применением рудничных радиометров типа ПАКС необходимо комплексный учет основных и дополнительных влияющих факторов.

**Изложения материала и результаты.** Знание меры точности  $h$  позволяет определить вероятную, среднюю и среднюю квадратичную ошибки и дает возможность оценить надежность произведенных измерений. Поэтому естественно возникает задача - определить меру точности по результатам измерений. При этом допусаем, что все измерения произведены с одинаковой тщательностью, т. е. являются равноточными, и что случайные ошибки распределены по закону Гаусса [1].

Пусть результатами измерений интегрального потока рассеянного гамма-излучения  $N$  являются числа

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

Рассмотрим гипотезы, что измеряемая величина равна  $x$ , а мера точности произведенных измерений равна  $h$ .

При сделанных допущениях о значениях  $x$  и  $h$  вероятность получения результатов измерений равна

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

Пользуясь выражением для плотности нормального распределения получим [1],

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

Так как до испытаний все значения  $x$  и  $h$  следует считать равновероятными, то вследствие теоремы Бейеса вероятность самой гипотезы пропорциональна (2), т. е. равна

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

где  $G$  - постоянный множитель пропорциональности, куда включены также не зависящие от  $h$  и от  $x$  множитель  $\frac{1}{\pi^{n/2}}$  и  $d\varepsilon^n$ .

Отметим, что при любой гипотезе относительно  $h$  величина (3) будет наибольшей, если  $x$  выбран так, что сумма минимальна

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

Таким образом, исходя из того, что ошибки распределены по закону Гаусса, можно сделать вывод.

*Наивероятнейшим значением, которое можно получить из ряда измерений одинаковой точности, является такое значение, для которого сумма квадратов разностей этого значения и результатов измерений является наименьшей.* Это положение называется принципом наименьших квадратов. [1]

Пользуясь этим принципом, найдем наивероятнейшее значение величины  $x$ . Приравнявая нулю производную по  $x$  от суммы квадратов

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

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

откуда

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

При  $\delta = \bar{\delta}$  действительно имеет место минимум.

Таким образом, утверждение, *если случайные ошибки распределены по закону Гаусса, то наиболее вероятным значением  $x$  измеряемой величины является среднее арифметическое наблюдаемых значений.*

При отыскании наиболее вероятного значения точности  $h$  дело обстоит сложнее. Заменяем  $x$  на  $\bar{x}$  в (3) и осуществим поиск максимальной точности  $h$ , получим :[1]

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

откуда

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

Однако это значение  $h$  не является наиболее вероятным (хотя и близко к нему), так как вероятность гипотезы  $h$  вычислена лишь при одной гипотезе  $x = \bar{x}$ . При этом разности  $\bar{x} - x_i$ , не являются истинными ошибками, которые равны  $A - x_i$ , где  $A$  - точное значение измеряемой величины. Вычислим теперь вероятность значения  $h$ , полагая, что  $x$  может принимать любые значения. В силу теоремы сложения вероятностей мы должны просуммировать выражения (3) по всем  $x$  от  $-\infty$  до  $\infty$ , что сведется к вычислению интеграла[1]

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

Для нахождения интеграла (6) введем новую переменную  $u$ , положив  $x = \bar{x} + u$ , где  $\bar{x}$  определено формулой (4).

Заметим, что из этой формулы следует равенство

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

Производя указанную замену переменных в интеграле (6), получим

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

Возводя скобки в показателе степени в квадрат и используя (7), получим

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

В последнем интеграле положим  $hu\sqrt{n} = \frac{t}{\sqrt{2}}$ . Тогда

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-nh^2 u^2} du = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{t^2}{2}} \frac{1}{h\sqrt{n}\sqrt{2}} dt = \frac{\sqrt{\pi}}{h\sqrt{n}},$$

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

Равенство (8) дает вероятность того, что при данных результатах измерений мера точности равна  $h$ . Наиболее вероятным значением  $h$  будет такое, при котором выражение (8) будет максимальным.

Для того чтобы найти интересующий нас максимум,  $dP$  приравняем нулю производную  $\frac{dP}{dh}$ :

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

Отсюда следует, что наиболее вероятным значением меры точности  $h$ , которое обычно принимают за истинное значение  $h$ , является

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

При  $n$  достаточно большом выражения (9) и (5) практически совпадают.

Зная величину меры точности, определить величины вероятной, средней и средней квадратичной ошибок. В частности, для средней квадратичной ошибки найдем

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

Прежде чем перейти к рассмотрению примера, сделаем следующее практическое указание. При наличии большого числа измерений удобно не вычислять среднее арифметическое  $\bar{x}$  непосредственно, а поступать иначе. Выбрав в качестве «условного нуля» произвольное значение  $x_0$ , рассмотрим вместо результатов измерений  $x_1, x_2, \dots, x_n$  их отклонения от  $x_0$ , равные  $\Delta x_1 = x_1 - x_0, \Delta x_2 = x_2 - x_0, \dots, \Delta x_n = x_n - x_0$ . Найдя среднее арифметическое этих отклонений

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

легко найдем и само среднее арифметическое  $\bar{x}$ :

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

Таким образом, для вычисления среднего арифметического измеренных значений достаточно к произвольно выбранному значению  $x_0$  прибавить среднее арифметическое отклонений измеренных значений от  $x_0$  [1].

Исследования проводились с использованием серийного радиометра ПАКС-4, комплектованного двумя радионуклидами Am-241 активностью по  $2.4 \times 10^8$  Бк. Зонд прибора был настроен инверсионно по  $h$  - расстоянию между детектором и поверхностью пробы. Длительность одного измерения - 10 с. Работа выполнялась в режиме измерения как интенсивности, так и содержания.

Известно, что при определении содержания полезного компонента гамма-гамма методом, общая погрешность состоит из следующих слагаемых:

- аппаратной погрешности;
- погрешности обусловленной неравномерностью распределения полезного компонента в пробе;
- непостоянством геометрии облучения проб;
- непостоянством гранулометрического состава проб;

В свою очередь, аппаратная погрешность измерений состоит из погрешности обусловленной вероятностным характером распада используемого радионуклида, временной погрешности, связанной с нестабильностью во времени параметров работы регистрирующего излучение тракта (обусловленных, например, колебаниями питающего датчик и схемы напряжения, температурной зависимостью работы отдельных узлов радиометра), а для радиометров ПАКС еще и погрешностей аппроксимации.

Указанные слагаемые аппаратной погрешности определяли экспериментально, путем серий измерений скорости счета  $N$  (характеризующей ве-

личину интенсивности рассеянного излучения) от стандартных образцов типа ГСО с содержанием железа 5: 10: 14,9: 24,4: 32: 40: и 46 процентов.

В процессе экспериментов установлено, что временная составляющая аппаратной погрешности радиометра, характеризуемая “уходом” скорости счета от среднего его значения за 6 часов работы, лежит в пределах 0,01 -1 процент. Величина ее определяется только качественными характеристиками датчика, а конкретнее - временной стабильностью фотоэлектронного умножителя и питающего его источника напряжения.

Величина погрешности, связанной с пересчетом величины измеренной интенсивности излучения в соответствующие ей значения содержания железа, определялась следующим образом (погрешность аппроксимации): радиометр калибровали по эталонным образцам, затем устанавливали датчик радиометра на образец с известным содержанием железа и проводили многократные измерения интенсивности  $N$  имп/с. Из записанных в память радиометра значений  $N$  выбирали те, которые совпадали по величине с значениями интенсивности от данного образца при калибровке или отличались не более чем на 0,01%. Затем в режиме индикации содержания и фиксировали значения содержания железа для выбранных значений  $N$ , которые сравнивали с содержанием в образце и по разности значений определяли величину погрешности аппроксимации. В табл. 1 приведены результаты экспериментов по определению погрешности аппроксимации.

Среднее значение абсолютной погрешности измерений, обусловленных аппроксимацией, составляет  $\pm 0.36$  % абс. или 2.1 % относительных.

Приведенные в табл.1 данные, дают ответ на часто возникающий у пользователей радиометров вопрос о связи изменения величины рассеянного излучения с изменением содержания полезного компонента.

Следует отметить, что количественные значения  $\Delta N$  нельзя автоматически переносить на результаты измерения железа в дробленых и порошковых пробах, там существенную роль будет играть насыпная плотность и геометрия облучения проб, но качественный характер зависимости остается аналогичным.

Таблица 1

Содержание железа в эталонном образце $q_3$ , %	Калибровочное значение интенсивности, $N$ имп/с	Рабочее значение интенсивности, $N$ имп/с	Измеренное значение содержания железа, $q_{из}$ , %	Погрешность аппроксимации, ( $q_{из}-q_3$ )	
				%, абс.	%, относ.
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

Третье слагаемое аппаратурной погрешности - статическая погрешность  $\delta$  измерения скорости счета импульсов  $N$ , обусловленная вероятностным характером распада используемого в качестве источника излучения радионуклида. Теоретически она определяется как:

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

где  $T$  - время экспозиции радиометра, с.

$N$  - скорость счета импульсов регистрируемого излучения,  $\text{имп}\cdot\text{с}^{-1}$ ;

Как видно из выражения (11)  $\delta$  является функцией двух переменных -  $N$ ,  $T$ , а поскольку в свою очередь  $N$  является функцией содержания железа и от этого меняется в определенных пределах, то и величина статической погрешности (даже при  $T=\text{const}$ ) будет находиться в определенных пределах.

Диапазон изменения статической погрешности не сложно определить для радиометра ПАКС-3, поскольку у него  $T=\text{const}=16$  с.,  $N_{\text{max}}=16000$ ,  $N_{\text{min}}$  рекомендуется не менее 5000. Отсюда  $\delta=0,2 \dots 0,35\%$  по интенсивности.

Для радиометра ПАКС-4, с его значительно большим возможностями как по допустимой скорости счета импульсов ( $N \leq 30000$ ), так и по диапазону экспозиций ( $T=0,1 \dots 1000$  с.) можно достичь статической погрешности  $\leq 0,018\%$  по скорости счета. Эту величину можно считать минимально возможной аппаратурной погрешностью радиометра ПАКС-4, а обусловленная ей погрешность измерения содержания железа

Аппаратурная погрешность определялась по результатам ста замеров скорости счета импульсов рассеянного излучения от проб с максимальным (64 %) и минимальным (24 %) значениями содержания  $\rho$  железа. За критерий погрешности взяты величины среднеквадратичной погрешности отдельно измерения числа импульсов  $\Delta S_n$  и среднеквадратичная погрешность результата серии измерений  $\Delta S_a$ , где

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

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

где  $n$  - число измерений;

$\Delta N_i$  - величина отклонения скорости счета импульсов  $i^{\text{того}}$  измерения от среднего значения  $\bar{N}$  в серии замеров.

На рис. 1, 2 приведены гистограммы распределения скоростей счета импульсов от проб с 24 и 64 процентов содержания железа.

Анализ гистограмм показывает, что распределение скоростей счета близко к закону нормального распределения.

Для пробы с  $q=24\%$   $\Delta S_n = 26.0$  имп=0.263 %,  $\Delta S_a = 2.6$  имп=0.0263%.

Для пробы с  $q=64\%$   $\Delta S_n = 21.9$  имп=0.378 %,  $\Delta S_a = 2.2$  имп=0.0378%.

Как видно из сравнения значений  $\Delta S_n$  и  $\Delta S_a$  погрешности в определении скоростей счета существенно разнятся, что объясняется различным вкладом в суммарную погрешность, обусловленной вероятностным характером распада радионуклида.

По значениям приведенных погрешностей оценим аппаратную погрешность измерений величины  $N$  скорости счета импульсов, характеризующую интенсивность излучения. Для этого зададим значение надежности  $\alpha=0.999$ , для заданной погрешности и  $n=100$  находим из таблиц (например [1]) коэффициент Стьюдента  $t_\alpha = 3.39$ , и назначением  $t_\alpha$  и  $\Delta S_a$  определяем погрешность  $\Delta N$  измерения  $N$

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

Таким образом, аппаратная погрешность при указанных режимах работы радиометра и средних скоростях счета  $\bar{N} = 9914$  имп·с<sup>-1</sup> и  $N_2 = 5791$  имп/с составляет соответственно  $\Delta N_1 = 8.8$  имп,  $\Delta N_2 = 7.5$  имп/с, а результат измерения интенсивности можно записать как  $N_1 = 9914 \pm 8.8$  имп·с<sup>-1</sup>,  $N_2 = 5791 \pm 7.5$ . Относительная аппаратная погрешность:

$$\varepsilon = \frac{\Delta N}{N}; \quad (15)$$

соответственно равняется  $\varepsilon_1 = 0.089\%$  и  $\varepsilon_2 = 0.13\%$ .

Необходимо отметить, что полученные значения аппаратных погрешностей получены из серии 100 измерений, а при другом количестве измерений они будут отличными. Так в методиках по применению радиометров рекомендуется проводить измерения содержания железа в пробе сериями из  $3^x$  измерений. В этом случае изменяются значения  $\Delta S_n$  и  $t_\alpha$  и соответственно значение  $\varepsilon_1$  возрастает до 4.87%, а  $\varepsilon_2$  - до 6.82% при надежности  $\alpha=0.999$ .

До сих пор нами оценивалась величина погрешности измерения интенсивности излучения выражаемой в числе зарегистрированных импульсов. Теперь оценим среднюю величину аппаратной погрешности в процентах содержания железа. Для этого найдем значение выражения контрастности [2]

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

которая показывает на сколько процентов в среднем изменяется интенсивность излучения при изменении содержания железа на 1%. В нашем случае  $\bar{K} = 1.31$ .

Деля полученные средние значения величины  $\bar{\varepsilon}$  на  $\bar{K}$  находим средние значения аппаратной погрешности измерения содержания железа. Для серии из 100 измерений она составит 0.084 %, для серии из  $3^x$  измерений - 4.47% (за счет возрастания  $t_\alpha$  с 3.37 до 31.6 и  $\Delta S_n$  в  $\sqrt{\frac{100}{3}}$  раз).

В методике работы радиометра указывается величина относительной погрешности измерения 2 %, что для нашего диапазона содержаний составляет соответственно 0.48 и 1.28 % абсолютных. Указанные погрешности с достоверностью  $\alpha=0.999$  могут быть обеспечены при измерениях серией не менее чем из семи замеров. При серии же из  $3^x$  замеров они обеспечиваются с достоверностью  $\alpha \approx 0.97$ . При  $\alpha=0.9$  средняя аппаратурная погрешность серии из  $3^x$  измерений составит  $\approx 0.42$  % абс.

Ориентируясь на полученные значения аппаратурной погрешности нами проведена серия экспериментов по определению величины погрешностей, вносимых способом подготовки поверхности пробы к облучению, влиянием геометрии облучения, и выбору оптимального варианта подготовки облучения проб.

Измерения проводились на воздушно-сухих пробах класса - 1 мм с содержанием железа 24.4 %, 38.4 % и 64 %. Было исследовано 3 варианта подготовки и облучения проб. Вариант I - пробу насыпом в кювету до ее заполнения, срезали излишек материала, а облучение ее проводили через дно кюветы. В варианте II пробу подготавливали к облучению так же как и в варианте I, но облучали непосредственно материал пробы. В варианте III после срезания излишка поверхность пробы уплотняем специальным пуансоном, вдавливая его в кювету до заданной глубины погружения.

Порядок обсчета проб был следующим. Блок детектирования устанавливали на пробу, делали три измерения величины N при экспозиции 10 с, затем пробу поворачивали на  $120^\circ$  и опять проводили трехкратное измерение N, еще поворачивали на  $120^\circ$  и так же измеряли N. Таким образом, при одной засыпке пробы проводили 9 измерений интенсивности N. После этого делали 4 пересыпки пробы, проводя указанные измерения N после каждой пересыпки.

Результаты обработки данных экспериментов сведены в табл. 2.

Таблица 2

q	Вариант I					Вариант II				
	$\bar{N}$ , имп	$\Delta S_n$ , имп	$\Delta S_a$ , имп	$\Delta^*N$ , имп	$\varepsilon$ , %	$\bar{N}$ , имп	$\Delta S_n$ , имп	$\Delta S_a$ , имп	$\Delta^*N$ , имп	$\varepsilon$ , %
24.4	12513	68.6	11.4	40.8	4.33	9945	93	15.5	55.5	0.56
38.4	11269	38.53	9.14	35.5	0.315	8301	62.2	14.7	57.6	0.69
64	9472	39.8	6.37	22.7	0.24	6006	39	6.24	22.2	0.37

Продолжение таблицы 2

q	Вариант III					Контрастность, $\bar{K}$ / Аппаратурная погрешность, $\varepsilon$		
	$\bar{N}$ , имп	$\Delta S_n$ , имп	$\Delta S_a$ , имп	$\Delta^*N$ , имп	$\varepsilon$ , %	$\bar{K}_1$	$\bar{K}_2$	$\bar{K}_3$
24.4	9914	30.3	4.52	15.9	0.16	0.69	1.23	1.32
38.4	8118	63.4	9.45	33.3	0.41			
64	5774	28.7	4.28	15	0.27			
						1.63	0.54	0.28

Анализ результатов показывает, что разброс показаний, характеризующий среднюю скорость счета  $N$  с относительной погрешностью  $\varepsilon$ , для трех вариантов различен и лежит в диапазоне от 0.28 % до 1.63 %.

Контрастность так же различна и находится в пределах 0.69...1.32.

По сравнению со средней аппаратурной погрешностью измерения  $N$  равной 0.11 % погрешность в реальных измерениях возросла от 2.6 до 5 раз.

Беря за критерий оценки величины погрешности  $\varepsilon$  и контрастности  $\bar{K}$ , следует считать, что вариант III имеет минимальную погрешность измерения и максимальную контрастность и является предпочтительным при определении содержания железа в порошковых пробах.

Максимальный разброс ( $\varepsilon=1.63$ ) характерен для измерений по варианту I.

Остановимся более подробно на результатах измерений по варианту I (облучение пробы через дно кюветы), поскольку этот вариант наиболее широко распространен среди пользователей радиометров из-за простоты подготовки пробы к просвечиванию (не требуется срезания излишков пробы, выравнивание ее поверхности). Облучение пробы через дно кюветы, из-за рассеяния гамма-излучения материалом кюветы (толщина 1 мм Al) и его регистрации детектором радиометра, увеличивает величину общей интенсивности от пробы.

При этом увеличение это и составляет 26% от  $\bar{N}$  для  $q = 24.3$  и 60 % для  $q=60$  (т. е. в среднем 1 % на 1 % железа).

Это приращение интенсивности не несет информации о содержании железа, а наоборот снижает показатель контрастности  $\bar{K}$  с 1.2...1.3 до 0.7

В итоге из сравнения результатов трех вариантов измерения следует, что в варианте III наименьший разброс показаний ( $\varepsilon=0.28$ ) и наибольший коэффициент контрастности  $\bar{K} = 1.32$ .

Поскольку для оценки применимости того или иного варианта необходимо рассматривать два показателя ( $\varepsilon$  и  $\bar{K}$ ), то для выбора оптимального из вариантов предлагаем ввести критерий  $Q$ , характеризующий величину отношения  $\frac{\bar{K}}{\varepsilon}$  т. е.  $Q = \frac{\bar{K}}{\varepsilon}$  и в качестве оптимального варианта считать тот, у которого этот коэффициент максимален.

Для первого из рассматриваемых вариантов  $Q=0.42$ , второго -  $Q=2.28$ , третьего -  $Q=4.7$ .

Таким образом, подготовка проб и облучения их по третьему варианту (т. е. проба уплотнена и облучается материал пробы непосредственно) обеспечивают наилучшие результаты по сходимости контрастности и, в результате, наименьшие погрешности измерений.

Необходимо отметить, что очень часто в методиках применения радиометров для определения содержания полезного компонента не указывается при каких режимах измерения (длительность экспозиции, интенсивность, количество замеров одной пробы) и с какой степенью надежности обеспечивается указанная точность контроля. Считаем это существенным упущением, т. к. при использовании радионуклидов с их вероятностным характером распада величина погрешности существенно зависит от этих режимов.

Для подтверждения сказанного нами на основании данных эксперимента рассчитана величина погрешности  $\Delta$ , % определения содержания железа для различных значений  $q$  содержания железа, числа  $n$  в серии измерений, надежности  $\alpha$  и двух из указанных выше вариантов подготовки проб и облущения, значения которых приведены в табл. 3.

Таблица 3

N варианта	Содержание Fe, %	n	$\Delta$ , 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

Расчеты  $\Delta$  велись по формуле:

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

где  $t_{\alpha}(\alpha, n)$  - коэффициент Стьюдента для задаваемой надежности  $\alpha$  и числа  $n$  измерений в серии;

$q_{\max} - q_{\min}$  - граничные значения содержания железа;

$\bar{N}_{\max} - \bar{N}_{\min}$  - скорости счета импульсов, соответствующие граничным содержаниям полезного компонента.

Как видно из табл. 2 погрешность определения содержания в значительной степени зависит от числа  $n$  объема проб и требуемой надежности.

Следует отметить, что величины значений  $\Delta$  являются ориентировочными (здесь показан только принцип изменения  $\Delta$ ) и не могут быть автоматически перенесены в техническую характеристику радиометра, поскольку в процессе расчета  $\Delta$ , для упрощения, было допущено, что  $q$  и  $N$  линейны во всем диапазоне  $q$ .

### **Выводы**

- аппаратная погрешность скорости счета в основном определяется величиной статической погрешности, обусловленной вероятностным характером распада радионуклида. Она зависит от длительности цикла измерений. Минимальное значение этой погрешности  $\approx 0.032$  %;

- погрешности обусловленные подготовкой проб и методикой их об-счета в 2...4 раза превышают аппаратную погрешность;

- минимальная погрешность и максимальная контрастность обеспечиваются при предварительном выравнивании поверхности пробы уплотнением и направлением пучка излучения на поверхность пробы непосредственно. В этом случае средняя погрешность измерений может быть достигнута (при необходимом числе измерений) 0.2 % абс.;

- при облучении пробы через материал кюветы (дно) контрастность  $\approx 1.8$  раз ниже, чем непосредственно материала пробы, что приводит к возрастанию погрешности определения до 0.4...0.5 % абс.;

- величина погрешности определения содержания в значительной мере определяются числом проведенных замеров интенсивности от пробы.

### *Список литературы*

1. **Гмурман В.Е.** Теория вероятностей и математическая статистика, -М. 2002. -480 с.
2. Патент України №78353 «Способ визначення вмісту чорних и важких металів у порошкових пробах руд» / **Азарян А. А., Василенко В С., Лісовий Г.М., Василенко Є.С.** 2007. БИ №3.
3. **Азарян А.А.** Оперативный контроль качество минерального сырья/ Азарян А.А., Вилкул Ю.Г, Колосов В.А. –М.: Горный журнал, 2005. -№5. –С. 106-108.
4. Отчет по научно-исследовательской работе «Разработка геофизических средств оперативного контроля содержания полезного компонента и веса горной массы», Фонды КТУ, № госрегистрации 00199u003291, 2000. -С. 67-71.
5. **Азарян В.А.** Обоснование геометрических и технологических параметров системы оперативного контроля качества исходной руды и продуктов обогащения / Азарян В.А., Трачук А.А.- Варна. -2007. -Стратегия качества в промышленности и образовании.– Т. 1. -С. 487-491.