

## **Випробування та контроль**

---

УДК 622.271+622.7:622.341.1

**И.К. МЛАДЕЦКИЙ**, д-р техн. наук,

**В.В. ПАНЧЕНКО**, канд. техн. наук

(Украина, Днепропетровск, Национальный горный университет),

**В.В. ШЕПЕЛЬ**

(Украина, Кривой Рог, ОАО "Ингулецкий ГОК")

### **АНАЛИЗ МЕТОДОЛОГИИ КОНТРОЛЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ПРОЦЕССА ОБОГАЩЕНИЯ НА ОБОГАТИТЕЛЬНЫХ ФАБРИКАХ ЖЕЛЕЗОРУДНОГО ГОРНО-ОБОГАТИТЕЛЬНОГО КОМБИНАТА**

Как известно, эффективность системы контроля показателей технологических потоков предприятия, в том числе и горного, является необходимым условием обеспечения эффективности комплексной системы технологического управления качеством товарной продукции предприятия.

Исходя из состава и структуры технологических потоков железорудного горно-обогатительного комбината, в его системе технологического контроля выделяют подсистемы контроля показателей:

- 1) рудопотоков карьера;
- 2) рудопотоков дробильного комплекса;
- 3) потоков продуктов обогащения обогатительной фабрики.

Очевидно, что эффективность каждой из этих подсистем контроля сказывается не только на результатах работы соответствующих цехов, но и на последующих переделах технологических потоков. Такое последовательное взаимодействие подсистем контроля обуславливает принятую в данной работе концепцию необходимости согласования уровней их эффективности в направлении с конца технологических потоков к их началу, т.е. от складов готовой продукции (концентрата) к забоям карьера.

Основными факторами, определяющими эффективность каждой подсистемы контроля, есть достоверность, полнота и своевременность обработанных по определенной методологии данных.

В соответствии с указанной выше концепцией ниже представлена работа, посвященная анализу методологии контроля показателей процесса обогащения.

Обычно, методология контроля показателей процесса обогащения включает [1]:

- 1) совокупность методов опробования технологических процессов с целью определения количественных значений параметров этих процессов;
- 2) совокупность способов последующей подготовки проб,
- 3) совокупность методов анализа этих проб;
- 4) совокупность методов интерпретации полученных результатов, включая оценку их достоверности.

В данной работе выполнялся анализ и оценка методов интерпретации (обработки) результатов опробования с позиций их достоверности, полученных в традиционной системе контроля. Такие анализ и оценка достоверности полу-

ченной информации, как известно, оценивают по корреляционным функциям, построенным в соответствии с интервалом опробования показателей качества технологических процессов [1], а также по некоторым характеристикам, которые отражают динамические показатели технологических процессов.

На основании результатов опробования исходной руды, концентрата и хвостов определяют основной показатель количества произведенной продукции: выход концентрата

$$\gamma_K = \frac{\alpha_H - \nu_X}{\beta_K - \nu_X}, \quad (1)$$

где  $\gamma_K$  – выход концентрата;  $\alpha_H$  – содержание железа в исходной руде;  $\beta_K$  – содержание железа в концентрате;  $\nu_X$  – содержание железа в хвостах.

Отсюда следует, что выход концентрата оценивают как функцию от показателей качества технологических процессов, поэтому, если достаточно точно измерять величины  $\alpha_H$ ,  $\beta_K$ ,  $\nu_X$ , то и  $\gamma_K$  должно быть определено с достаточной точностью, поскольку погрешность функционально зависимой величины, связана с погрешностями определения аргументов, также функционально [1]. При этом измеренные и обработанные значения  $\alpha_H$ ,  $\beta_K$ ,  $\nu_X$  должны относиться к соответствующим объемам исходной руды и получаемого концентрата. Поскольку зависимость выхода от качественных показателей функциональная, то наиболее правдоподобным будет то значение, дисперсия которого наименьшая. По этой причине в качестве оценки достоверности определения выхода концентрата была принята дисперсия его вычисленных значений.

Для снижения погрешности контроля (выделения тренда) в традиционной методологии результаты анализа руды, концентрата и хвостов определенным образом осредняются. Это способствует выделению существенных объемов руды, которые достаточно охарактеризовать средним значением показателя качества. При этом осреднение результатов опробования возможно выполнять путем осреднения аргументов выражения (1):

- 1) для сменных объемов переработки руды;
- 2) методом скользящего среднего для задаваемых объемов переработки руды (объемов усреднения качества руды [2]);  
осреднения вычисленных значений выхода:
- 3) для задаваемых объемов переработки руды (объемов усреднения качества руды [2]);
- 4) с учетом временного сдвига показателей руды и продуктов обогащения для задаваемых объемов переработки руды.

Оценим достоверность значений выхода концентрата, получаемых двумя последними способами, как наиболее перспективными. При этом будем исходить из того, что выход концентрата является функцией показателей качества продуктов обогащения и исходной руды. Эти показатели есть случайные величины и характеризуются определенными дисперсиями  $\sigma_\beta^2$ ,  $\sigma_\nu^2$ ,  $\sigma_\alpha^2$ . Поэтому вы-

## **Випробування та контроль**

ход есть функция случайных аргументов. Дисперсия такой функции может быть оценена на основании дисперсий аргументов согласно выражению:

$$\sigma_{\gamma}^2 = \sum_{i=1}^3 \left( \frac{\partial \gamma}{\partial X_i} \sigma_{X_i} \right)^2, \quad (2)$$

где  $X_i = \alpha V \beta V \nu$ .

Дисперсии аргументов, вычисленные согласно данным часовых опробований составляют  $\sigma_{\alpha}^2 = 0,35$ ,  $\sigma_{\beta}^2 = 0,69$ ,  $\sigma_{\nu}^2 = 0,1$ . Принятые к расчету абсолютные значения аргументов:  $\alpha = 31,3$ ;  $\beta = 63,2$ ;  $\nu = 13,69$ . В результате дисперсия выхода концентрата будет равна [1]:

$$\sigma_{\gamma}^2 = \left( \frac{1}{\beta - \nu} \sigma_{\alpha} \right)^2 + \left( \frac{\alpha - \nu}{(\beta - \nu)^2} \sigma_{\beta} \right)^2 + \left( \frac{\beta - \alpha}{(\beta - \nu)^2} \sigma_{\nu} \right)^2 = 0,0001. \quad (3)$$

Следовательно,  $\sigma_{\gamma} = 0,01\%$ .

Данная дисперсия является неустранимой. Дискретность опробования и интерпретация результатов опробования будут только увеличивать значение дисперсии выхода по сравнению с  $\sigma_{\gamma}$ .

*Осреднение вычисленных значений выхода концентрата для задаваемых объемов переработки руд.*

Этот способ вычисления выхода предусматривает на основе точечных значений показателей  $\alpha_{II}$ ,  $\beta_K$ ,  $\nu_X$  вычислять точечное значение выхода  $\gamma_i = \frac{\alpha_i - \nu_i}{\beta_i - \nu_i}$

и потом проводить осреднение выхода  $\bar{\gamma}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=j}^{j+n} \gamma_i$ .

Соотношение дисперсий вычисленных значений выхода концентрата по второму и третьему способам для равных объемов осреднения определяется соотношением дисперсий точечных измерений  $\alpha_{II}$ ,  $\beta_K$ ,  $\nu_X$ , значений объемов их осреднения и осреднения  $\gamma$  для конкретных статистических данных, поэтому однозначного вывода о преимуществе второго способа по сравнению с третьим, и наоборот, на основании сравнения дисперсий, в общем случае сделать нельзя.

*Осреднение значений выхода с учетом временного сдвига показателей руды и продуктов обогащения для задаваемых объемов переработки руды.*

Для этого способа требуется предварительное определение времени эквивалентного запаздывания между показателями качества исходной руды и концентрата (например, с помощью взаимокорреляционных функций). В этом случае, времена эквивалентного запаздывания  $\tau_{\alpha\beta}$  можно принимать равным времени, которое соответствует наибольшему абсолютному значению взаимокорреляционной функции, а выход продукта определять, как

$$\gamma_i = \frac{\alpha_i - v_{i+n1}}{\beta_{i+n2} - v_{i+n1}}, \quad (4)$$

где  $n_1 = \frac{\tau_{\alpha v}}{\Delta t}$ ,  $n_2 = \frac{\tau_{\alpha \beta}}{\Delta t}$  – количество точек контроля в интервале эквивалентного запаздывания;  $\Delta t$  – интервал (дискретность) опробования.

Для подтверждения преимуществ четвертого способа интерпретации (обработки) данных контроля показателей обогащения выполнены расчеты по статистическим данным для обогатительных фабрик РОФ-1 и РОФ-2 ИнГОКа. Расчет периода эквивалентного запаздывания  $\tau_k$  проводился между процессами  $\alpha_{II}$  и  $\beta_K$ . Величина  $\tau_k$  идентифицировалась по первому экстремуму взаимокорреляционной функции. Типичный вид ее приведен на рис. 1, где по оси ординат указаны значения нормированной взаимокорреляционной функции, а по оси абсцисс – время, выраженное в часах. Начальные значения функции отрицательные, что говорит об обратной зависимости между упомянутыми парами переменных. Это означает, что с увеличением содержания железа в исходной руде качество концентрата уменьшается, что может быть объяснено одновременным ухудшением измельчаемости руд и вкрапленности железосодержащих минералов в этот. Как видно из рис. 1, корреляционная связь приобретает тесный характер через 1-2 часа. Через 7 часов влияния начальных значений  $\alpha_{II}$  на  $\beta_K$  уже нет. Через 9 часов снова проявляется менее тесная, но уже положительная корреляция. Однако, такая вторичная связь, как известно, непредставительная, поскольку для такого интервала сдвига данных количество значений, учитываемых при расчете взаимокорреляционной функции, уменьшается, и ее значения становятся недостоверными. Таким образом, для вычисления значений выхода концентрата, в частности при расчете технологического баланса, необходимо смещать показатели качества концентрата на 1-2 часа относительно показателей исходного сырья.

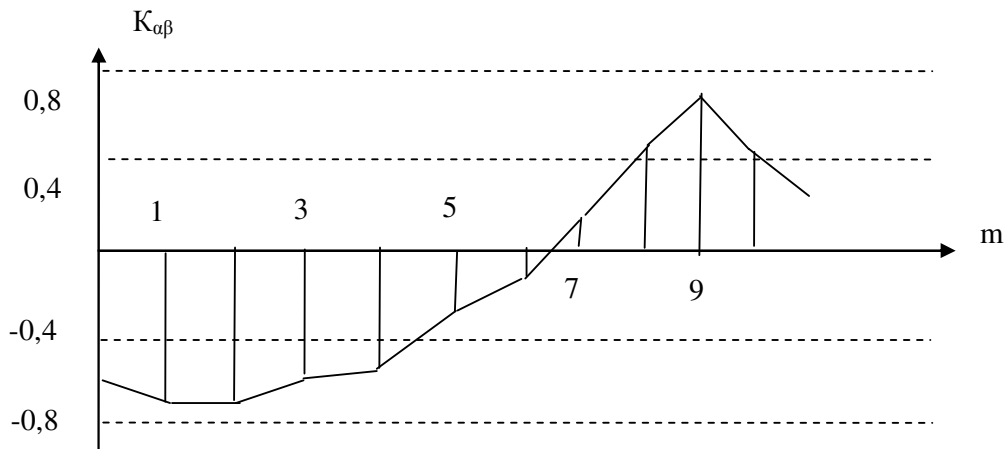


Рис. 1. Типичная взаимокорреляционная функция содержания железа в руде и качества концентрата

## **Випробування та контроль**

Было также установлено, что не все корреляционные функции имеют период эквивалентного запаздывания, идентичный представленному на рис.1. Поэтому была построена эмпирическая функции распределения (гистограмма) периода эквивалентного запаздывания  $f(\tau_{ЭЗ})$  (рис. 2), на основании которой можно сделать вывод о том, что наиболее вероятным временем эквивалентного запаздывания является часовой промежуток.

Проанализируем методологию существующего технологического контроля с позиций задач управления.

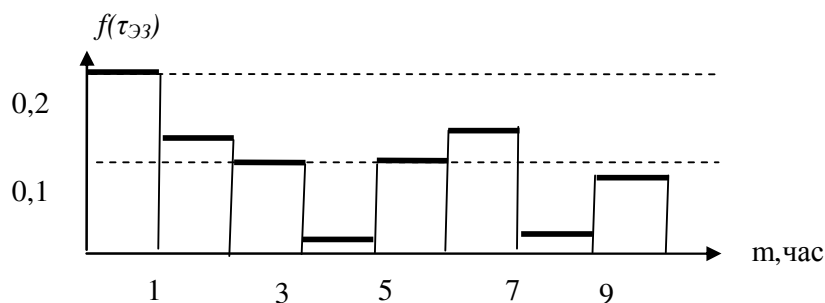


Рис. 2. Гистограмма распределения времени эквивалентного запаздывания показателя качества концентрата и исходной руды

Возможность и целесообразность управления ТЛЮ оценивается также по соотношению динамических характеристик входного рудопотока и технологической линии обогащения. Таким показателями для ТЛЮ является период переходного процесса в ТЛЮ –  $T_{III}$ ; а для рудопотока – период спада корреляционной функции –  $\tau_{СП}$  [3, 4]. Так, если  $T_{III} > \tau_{СП}$ , то управление ТЛЮ по отклонению невозможно и нецелесообразно, так как объем руды, который пройдет через ТЛЮ будет меньше объема усреднения [2].

Если же, то управление по отклонению возможно, однако целесообразность такого управления, будет в том случае, если  $T_{III} \ll \tau_{СП}$  с тем чтобы перекрыть потери качества концентрата, которые будут занижены в течение времени  $T_{III}$ .

Для того, чтобы вообще не имелось потерь качества концентрата при изменении показателей качества исходного рудопотока необходимо вести управление по возмущению. Однако, должна быть уверенность в том, что возникшее отклонение качества исходного рудопотока будет продолжаться во времени не меньше периода переходного процесса  $T_{III}$ , т.е.  $T_{III} < \tau_{СП}$ .

Выполним оценку упомянутых динамических характеристик.

В работе [2] осуществлен выбор объема усреднения на основании динамических характеристик ТЛЮ и найдено время переходного процесса в ТЛЮ, которое составило  $T_{III} = 1$  ч. Период опробования технологических параметров согласно технологическому регламенту составляет в среднем 2 ч. По этой причине может быть зафиксировано отклонение, которое имеет длительность более 2-х часов. Так как планирование показателей качества рудопотока, поступающего из карьера, осуществляется для одной смены, то при выполнении задания

в течение каждого часа смены, отклонения качества исходной руды не должно быть.

По результатам технологического опробования ТЛЮ построены корреляционные функции для рудопотока, поступающего из карьера (рис. 3, кривая 1) и для рудопотока исходной руды, поступающей со слива классификатора первой стадии измельчения (рис. 3, кривая 2). Период дискретности функции соответствует периоду технологического опробования.

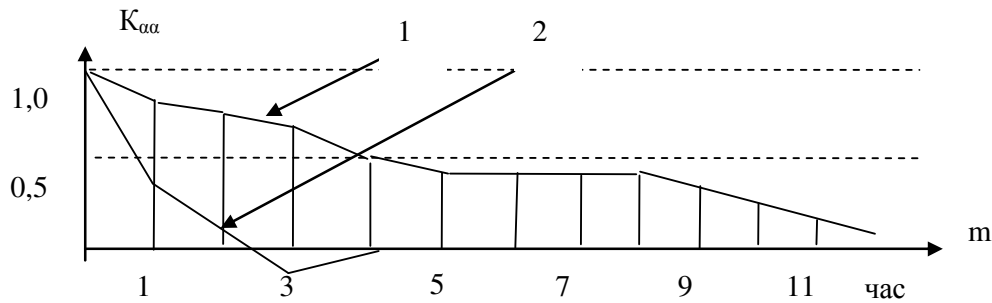


Рис. 3. Автокорреляционные функции содержания железа в сливе классификатора

Анализ этих функций показывает, что время спада этих функций  $\tau_{СП}$  различно. Это говорит о том, что, несмотря на планирование качества руды в карьере, качество исходной руды по часам смены не соответствует плановым показателям и поэтому существуют существенные отклонения качества исходного рудопотока в течение смены с неизвестной продолжительностью, поскольку периоды спада для функций на рис. 3 неодинаковы.

Отсюда следует, что управление по возмущению при существующей методологии проблематично.

Рассмотрим последовательность результатов технологического опробования показателей качества исходного сырья в сливе классификатора  $\alpha_i^{(0)}$  с точки зрения выделения неслучайной составляющей. Для этого выполнены действия по формированию нового ряда показателей качества в соответствии с алгоритмом скользящего среднего:

$$\alpha_i^{(3)} = \frac{1}{3}(\alpha_i^{(0)} + \alpha_{i+1}^{(0)} + \alpha_{i+2}^{(0)}).$$

В результате корреляционная функция приобретает период спада соответствующий времени 6 часов, причем она имеет резкий спад на интервале 1,5 часа. Это еще раз подтверждает, что функция 2 на рис. 3 соответствует помехе, которая подавляется ТЛЮ. Остальной период до спада корреляционной функции обусловлен детерминированной составляющей. Процесс:

$$\alpha_i^{(4)} = \frac{1}{4} \sum_{j=i}^{i+4} \alpha_j^{(0)} .$$

Уже имеет корреляционную функцию, спадающую через 8-9 часов.

Таким образом, данные о качестве сырья, полученные по результатам опробования слива классификатора в течение одной смены могут быть использованы последующей сменой для корректировки технологического процесса.

Итак, методология контроля, применяемая на ГОКах Кривбасса, является корректной и для фильтрации помехи необходимо выделять неслучайную составляющую методом скользящего среднего.

Рассмотрим экономический аспект существующей методологии технологического контроля.

Очевидно, увеличение частоты опробования уменьшает погрешность оценки качества исходной руды концентрата, но, с другой стороны, увеличивает затраты на контроль.

Уменьшение погрешности оценки качества концентрата создает предпосылки для реализации более эффективного управления процессом обогащения (в рамках традиционной методологии контроля это изменение режимных параметров на сменном интервале времени по данным соответствующих трендов). Эффективность управления можно характеризовать уменьшением дисперсии качества концентрата по сравнению с неуправляемым процессом, что приводит к уменьшению количества концентрата, не удовлетворяющего техническим условиям. Примем, что, концентрат, не удовлетворяющий техническим условиям, является некондицией, стоимость его меньше рыночной и это наносит ущерб горно-обогатительному комбинату.

Очевидно, должен существовать минимум суммы затрат на контроль показателей процесса обогащения и возможного ущерба от выпуска некондиционного концентрата. Этот минимум и будет определять рациональный интервал контроля показателей процесса обогащения.

Если предположить, что процесс контролируется непрерывно, то будет получена некоторая реализация, которая аппроксимирует показатели этого процесса, но с погрешностью измерения. Разность между истинными значениями показателей процесса и его аппроксимацией будет достаточно мала. Переходя к дискретному опробованию и таким образом, заменяя истинный процесс ступенчатой функцией, будем иметь уже большую ошибку аппроксимации, которая может быть представлена дисперсией аппроксимации  $\sigma_{\Delta}^2$ . По мере увеличения дискретности контроля ошибка аппроксимации все больше будет увеличиваться, и стремиться к собственной дисперсии качества концентрата  $\sigma_{\beta}^2$ . Это изменение ошибки аппроксимации зависит от корреляционной функции процесса  $K_{\beta\beta}(\Delta t)$  [3]:

$$\sigma_{\Delta}^2 = \sigma_{\beta}^2(1 - K_{\beta\beta}(\Delta t)). \quad (5)$$

Для численной оценки функции возможного ущерба, от увеличения дискретности опробования, примем для процесса изменения качества концентрата автокорреляционную функцию для суточных реализаций, приведенную на рис. 3. В качестве оценки значения  $\sigma_\beta^2$  примем значение дисперсия качества концентрата, определенное по результатам экспрессного опробования, которое составило  $\sigma_\beta^2 = 0,5\%^2$ . Примем допущение, что величина  $\beta$  подчиняется нормальному закону распределения и имеет параметр  $\bar{\beta} = 63,7\%$ , а нижний допустимый уровень качества концентрата составляет  $\beta_{доп} = 63,0\%$ . Тогда уменьшая интервал опробования с 3-х часов до 0,5 часа (и, тем самым, уменьшая  $\sigma_\Delta^2$ ), получим уменьшение количества концентрата с содержанием железа меньше нижнего допустимого уровня. Долю такого концентрата можно определить по известному выражению, подставляя соответствующие численные значения указанных выше величин:

$$P_B = \frac{0,4}{\sigma_\Delta} \int_{63,7-3\sigma_\Delta}^{63,0} \exp\left(-\frac{(\beta - 63,7)^2}{2\sigma_\Delta^2}\right) d\beta. \quad (6)$$

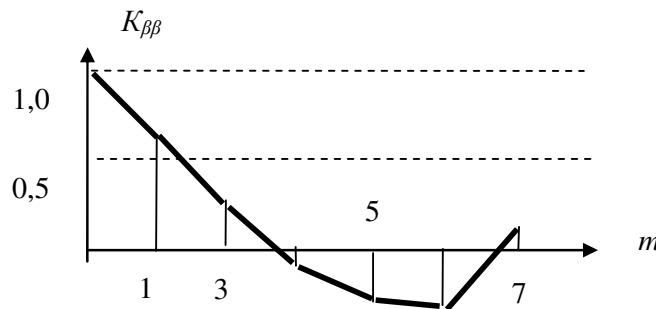


Рис. 4. Автокорреляционная функция содержания железа в концентрате для суточных реализаций

Прогнозируемый ущерб предприятия от выпуска продукции не удовлетворяющей техническим условиям рассчитывался на основе имеющих место средних значений стоимостных показателей по формуле:

$$\Delta B = Q_K P_B (C_K - C_{K2}), \quad (7)$$

где  $Q_K$  – средняя суточная производительность РОФ по концентрату;  $P_B$  – доля бракованной продукции;  $C_K$  – цена концентрата планового качества;  $C_{K2}$  – цена концентрата, качеством ниже допустимого.

Результаты расчетов приведены в табл. 1.



## Випробування та контроль

Таблиця 1

Зависимость суммы затрат на контроль показателей процесса обогащения и прогнозируемого ожидаемого ущерба от производства концентрата не удовлетворяющего техническим условиям

Период дискретн., час.	Стандарт отклонения $\sigma_{\Delta}$ , %	Доля некондиц.	Колич. некондиц. концентр., т	Ущерб, грн	Затраты на контроль, грн	Сумма, тыс. грн
0,5	0,05	0,01	400	8000	218000	226
1,0	0,17	0,02	800	16000	156000	172
2,0	0,27	0,06	2400	48000	125000	173
3,0	0,5	0,26	10400	208000	112000	320

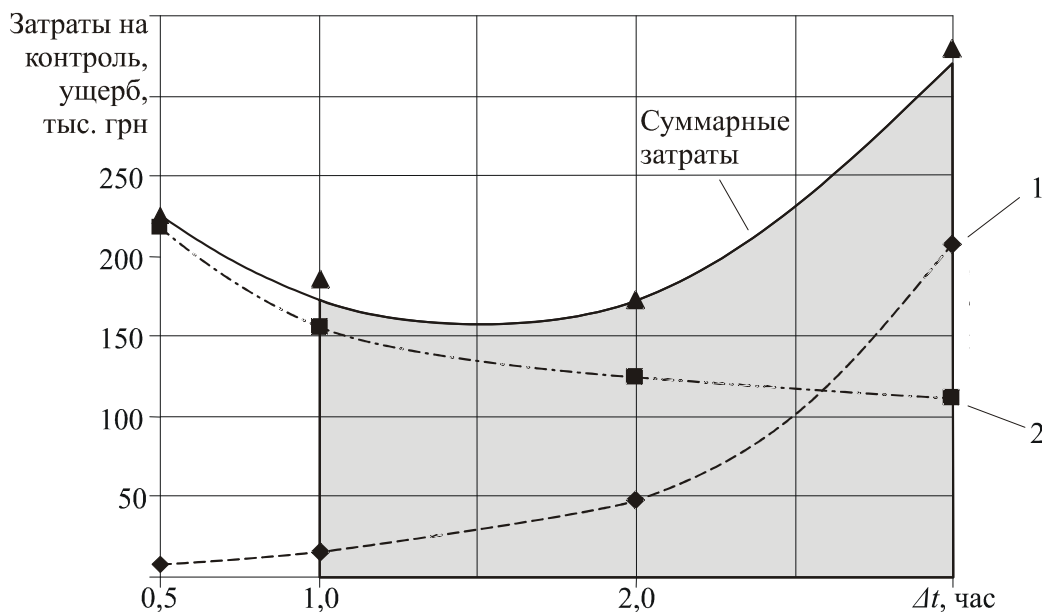


Рис. 5. Графики изменения прогнозируемого ущерба (1) и затрат на опробование и контроль (2) в зависимости от дискретности опробования

Графики изменения результирующих величин представлены на рис. 5. Как видно из рис. 5, область традиционной методологии включает применяемые интервалы опробования и контроля от 1,0 до 3,0 ч.

Условно эффективность применяемой традиционной методологии можно оценить соответственно среднему значению интервала опробования, равному 2 ч. Уменьшение интервала опробования и контроля до 1,5 ч позволит снизить сумму затрат и ожидаемого ущерба на 1%, что составит 14 тыс. грн для принятого суточного объема переработки.

Таким образом, существующий порядок опробования соответствует минимальным затратам на опробование.

Однако, наличие склада концентрата позволяет вести складирование различного по сортности концентрата в отдельные штабели. В результате при отгрузке возможно выполнение шихтовки и тогда потребителю будет отправлен

концентрат в соответствии с его требованиями. Отсюда следует, что понятие некондиционного концентрата не имеет смысла. Можно также сделать вывод, что обогащительным производством вообще можно не управлять, а только направлять поток концентрата в соответствующий штабель в зависимости от его показателей качества. Рассуждая по аналогии, приходим к выводу, что нет необходимости вести контроль исходного сырья и промежуточных показателей, а только вести контроль качества концентрата. Между тем практика показывает, что контроль технологических показателей необходим. Вскроем причину такого противоречия.

Нелинейное преобразование показателей исходной руды ТЛО изменяет функцию распределения показателей качества исходной руды, поэтому если произойдет изменение дисперсии качественных показателей исходной руды, то следует ожидать одновременного изменения и среднего значения и дисперсии качества концентрата. Оценка такого изменения была осуществлена следующим образом.

В теории управления рассматриваются вопросы преобразования произвольной системой корреляционной функции, спектра дисперсии, функции распределения входной величины, при условии, что известны все необходимые математические действия (оператор системы), которые осуществляют упомянутое преобразование. В данном случае необходимо рассмотреть задачу преобразования нелинейной системой дисперсии входной величины в математическое ожидание выходной величины

$$\beta = f(\sigma_\alpha). \quad (8)$$

Необходимыми исходными данными для определения зависимости  $\beta = f(\sigma_\alpha)$  являются функция статического преобразования исходных параметров в показатели концентрата и функция распределения параметров исходной руды  $f(\alpha)$ .

Предполагаемый вид функции известен –  $\beta = A\alpha^C$ , а числовые значения параметров  $A$  и  $C$  определяются на основании экспериментальных исследований с конкретной технологической линией.

Технологическая линия обогащения руд является инерционным звеном и для такого звена преобразование функции распределения исходной величины  $\alpha$  в функцию распределения выходной величины  $\beta$ , т.е. функции  $f(\alpha(\beta))$  в функцию  $f(\beta)$  осуществляется в соответствии с оператором [4]

$$f(\beta) = f(\alpha(\beta)) \frac{d\alpha}{d\beta}, \quad (9)$$

где  $\alpha(\beta)$  – закон статического преобразования входной величины в выходную;  $f(\alpha(\beta))$  – функция распределения входной величины;  $\frac{d\alpha}{d\beta}$  – производная от обратной функции статического преобразования.

## **Випробування та контроль**

Закон распределения показателей исходной руды на качественном уровне достаточно устойчив и близок к нормальному закону [5]. Устойчивыми числовыми характеристиками его по результатам технологических наблюдений являются среднее значение содержания магнитного железа  $\alpha_H = 0,3$  и среднее квадратическое отклонение  $\sigma_\alpha = 0,05$ , т.е.

$$f(\alpha) = \frac{1}{\sigma_\alpha \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\alpha - \alpha_H)^2}{2\sigma_\alpha^2}\right). \quad (10)$$

Представив зависимость  $\beta = A\alpha^C$ , обратное преобразование от нее  $\alpha(\beta) = \left(\frac{\beta}{A}\right)^{\frac{1}{C}}$ , и производная от нее  $\frac{d\alpha}{d\beta} = \frac{1}{C} \left(\frac{\beta}{A}\right)^{\frac{1}{C}-1}$ , в соответствии с выражением (9), с учетом зависимостей (10) составлено выражение для функции распределения выходной величины ТЛО, т.е. качества концентрата

$$f(\beta) = \frac{1}{\sigma_\alpha \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\left(\left(\frac{\beta}{A}\right)^{\frac{1}{C}} - \alpha_H\right)^2}{2\sigma_\alpha^2}\right) \times \frac{1}{C} \left(\frac{\beta}{A}\right)^{\frac{1}{C}-1}. \quad (11)$$

Для того, чтобы оценить конкретный вид зависимости  $\beta = f(\sigma_\alpha)$  необходима оценка статической зависимости  $\beta = A\alpha^C$ , которая для условий ИнГОКа  $\beta = 0,788\alpha^{0,164}$ .

С учетом результатов аппроксимации получено соотношение для функции распределения показателя качества концентрата

$$f(\beta) = \frac{1}{\sigma_\alpha \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\left(\left(\frac{\beta}{0,788}\right)^{6,097} - 0,3\right)^2}{2\sigma_\alpha^2}\right) \times 6,097 \left(\frac{\beta}{0,788}\right)^{5,097}. \quad (12)$$

Величина  $\sigma_\alpha$  является параметром данной функции, а  $\beta$  ее аргументом.

Дальнейшие действия заключаются в следующем.

1) Задаются значением  $\sigma_\alpha$  и по нескольким значениям  $\beta$  оценивают функцию  $f(\beta)$ .

2) Вычисляют среднее значение этой функции (или ее моду), получают среднее значение качества концентрата.

3) Пункты 1 и 2 повторяют до тех пор, пока не будет получено достаточное количество данных для оценки искомой функции  $\beta = f(\sigma_\alpha)$ .

В соответствии с предложенной методикой и на основании полученных математических соотношений (12) проведен расчет зависимости  $\beta = f(\sigma_\alpha)$  для исходных данных:  $\beta=0,65$ ,  $0,01 < \sigma_{\text{И}} < 0,07$ . Результаты моделирования приведены в табл. 2.

## Випробування та контроль

Итак, показано, что изменение дисперсии качества исходной руды приводит к изменению среднего значения качества концентрата (рис. 6).

Таблица 2

Зависимость качества концентрата от дисперсии показателя исходной руды							
Показатели	Значения показателей						
Среднее квадрат. отклонение $\sigma_H$ , доли ед.	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07
Качество концентрата $\beta$ , доли ед.	0,644	0,642	0,640	0,638	0,633	0,628	0,623

Таким образом, увеличение дискретности контроля приводит к увеличению дисперсии показателей качества исходной руды, что, в свою очередь, снижает среднее значение качества концентрата. Неконтролируемый входной поток руды может настолько увеличить дисперсию, что качество концентрата снизится за уровень допустимого значения и поток концентрата будет все время иметь низкое содержание железа. В результате шихтовкой не будет возможности повысить качество отгружаемой руды. Следовательно, контроль и управление качеством исходной руды на карьере является обязательным условием стабильной работы обогатительного производства.

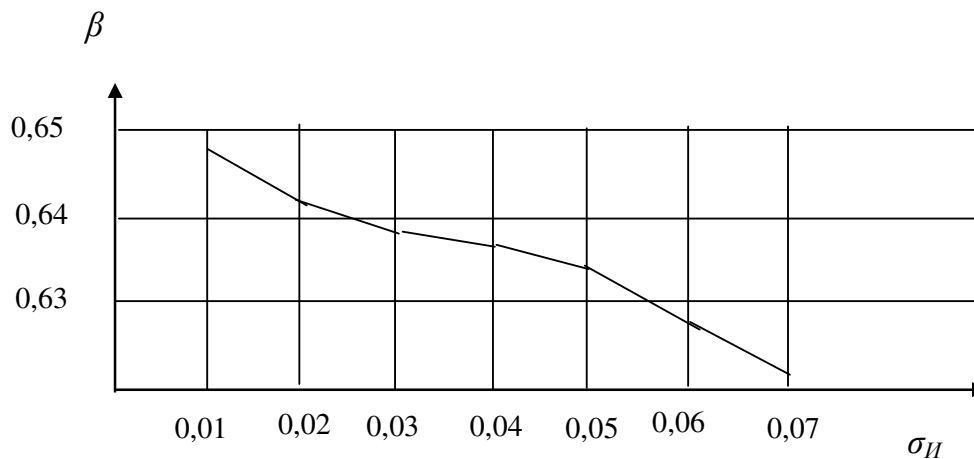


Рис. 6. Зависимость качества концентрата от дисперсии качества исходной руды

### Выводы

1. Главным условием стабилизации работы РОФ является стабилизация средних значений качества исходной руды на карьере и минимизация их дисперсий.

2. Существующая методология опробования и контроля, которая сформировалась на основании длительной эксплуатации технологического опробования, является корректной, экономически целесообразной и по результатам традиционного опробования и контроля можно достоверно определять количественные показатели обогатительного процесса и вести управление им.

## **Випробування та контроль**

### **Список литературы**

1. **Козин В.З.** Опробование и контроль процессов обогащения. – М.: Недра, 1986. – 476 с.
2. Исследование влияния колеблемости качественных параметров рудопотоков карьера на эффективность обогащения железных руд / **В.А. Пивень, А.В. Романенко, В.В. Шепель и др.** // *Металлургическая и горнорудная промышленность.* – 2007. – № 2. – С. 64-68.
3. **Роткоп Л.А.** Управление процессами массового производства. – М.: Энергия, 1976. – 261 с.
4. **Иванов В.А., Чемоданов Б.К., Медведев В.С.** Математические основы теории автоматического регулирования. – М.: Высшая школа, 1971. – 808 с.

© Младецкий И.К., Панченко В.В., Шепель В.В., 2010

*Надійшла до редколегії 20.04.2010 р.  
Рекомендовано до публікації д.т.н. П.І. Піловим*