

УДК 669.162.:519.25

ОЦЕНКА НЕРАВНОМЕРНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ШИХТОВЫХ МАТЕРИАЛОВ В ДОМЕННОЙ ПЕЧИ***Сибгатуллин С.К.**, д.т.н., профессор кафедры технологий металлургии
и литейных процессов (10skt@mail.ru)**Харченко А.С.**, к.т.н., доцент кафедры технологий металлургии
и литейных процессов (as.mgtu@mail.ru)**Девятченко Л.Д.**, к.т.н., доцент кафедры математики (devyatleo@mail.ru)Магнитогорский государственный технический университет им. Г.И. Носова
(455000, Россия, Магнитогорск, пр. Ленина, 38)

Аннотация. В различных отраслях производства неравномерность распределения материальных и энергетических ресурсов существенно влияет на стабильность технологического процесса и снижает качество выпускаемой продукции. В частности в доменном производстве неравномерность распределения материалов шихты и температуры газов существенно влияет на технико-экономические показатели работы печи. Анализ библиографических источников показал, что для оценки неравномерности обычно использовались различные коэффициенты, учитывающие изменчивость материальных и энергетических ресурсов в процессе производства продукции. Наибольшее распространение получил коэффициент вариации, введенный К. Пирсоном еще в 1895 г. Установлена связь квадрата коэффициента вариации V^2 и величины $X^2 = \frac{n(N-1)}{N}V^2$, согласно которой случайная величина V^2 имеет χ_k^2 распределение с k степенями свободы, $k = N - 1$, где $n = n_1 + n_2 + \dots + n_N$, n_i – значение i -го измерения, $i = \overline{1, N}$, N – число измерений. Предлагаемая методика оценки неравномерности основана на статистиках χ_k^2 и X^2 , так же введенных К. Пирсоном соответственно в 1901 и 1904 гг. Последняя из них предназначалась для проверки гипотезы H_0 -соответствия эмпирического и статистического распределений. Методика определения окружной неравномерности распределения материалов и газов в доменной печи основана на согласованности χ_k^2 и X^2 статистик Пирсона с помощью так называемого квантильного множителя q , если в расчетах X^2 используется по аналогии не частоты измеряемых величин, а значения самих физических величин. В данной методике X^2 -статистику после коррекции применили для определения меры отклонения (p) от равномерного распределения, т. е. вычислили коэффициент неравномерности $p = p(\chi_k^2)$, $p \in (0; 1 - \alpha)$, $\chi_k^2 = X_{\text{кор}}^2 = qX^2$. Для согласования статистик X^2 и χ_k^2 при измерениях физических величин (температура, давление) или материалов (сыпучих, газообразных) X^2 -статистику необходимо корректировать так, чтобы $qX_{\text{max}}^2 \approx \chi_k^2(\alpha)$, $X_{\text{max}}^2 \subset (X_1^2, \dots, X_M^2)$, где M – число экспериментов, для которых определялись значения X^2 -статистики; $\chi_k^2(\alpha)$ – верхняя α -квантиль χ_k^2 статистики; q – квантильный множитель, вводимый для коррекции значений X^2 -статистик; X_{max}^2 – предельное значение X^2 -статистики, допустимое для определения меры неравномерности. Методика апробирована для оценки относительной неравномерности компонентов загружаемой шихты и распределения окружной температуры на доменных печах ОАО «Магнитогорский металлургический комбинат» объемом 2014 и 1370 м³. Выявлено влияние последовательности набора компонентов шихты в бункер бесконусного загрузочного устройства печей на коэффициент окружной неравномерности материалов и технико-экономические показатели плавки.

Ключевые слова: доменная печь, статистика соответствия, методика определения неравномерности распределения шихтовых материалов и газов, температура газа по окружности.

DOI: 10.17073/0368-0797-2018-10-766-773

Для работы доменной печи с высокой производительностью и низким удельным расходом кокса необходимо обеспечивать равномерное окружное распределение материалов [1 – 3] и газов [4 – 6]. В производственных условиях ровность хода печи по окружности оценивают разностью между максимальной и минимальной температурами. В этом случае используется информация о тепловом состоянии печи в двух секторах. При этом число термопар, по которым можно оперативно оценивать распределение материалов и газов по окружности, на некоторых печах ОАО «Магнитогорский металлургический комбинат» (ММК) достигает 8, а на других заводах

и до 16 [7]. Равномерность распределения материалов в зонах со средними температурами также имеет существенное влияние на технико-экономические показатели плавки. В связи с этим в работе [8] был введен коэффициент неравномерности Φ , учитывающий среднюю величину измеряемого признака B :

$$\Phi = \frac{B_{\text{max}} - B_{\text{min}}}{B_{\text{cp}}} \quad (1).$$

Данную формулу применяли для выявления окружной неравномерности распределения материалов на колошнике печи по рудной нагрузке, массе и объему [9]. Однако на практике затруднительно оперативно

* Результаты получены в рамках государственного задания Минобрнауки России № 11.8979.2017/БЧ.

определять массу или объем материала в секторах по окружности колошника. Применение ее для температур периферийных газов в разные периоды измерения (А и Б) показало, что при равенстве коэффициента Φ , равного 0,551 (табл. 1), величина среднеквадратического отклонения σ отличалась на 14,2 %. Наиболее равномерное распределение температуры периферийного газа было в периоде Б по сравнению с периодом А, на что указывает значение $\hat{\sigma}$, а также температурный градиент. В связи с этим, при оценке неравномерности распределения материалов и газов по окружности колошника целесообразнее использовать среднеквадратическое отклонение, чем линейный коэффициент Φ [10 – 13].

В различных отраслях производства для оценки неравномерности распределения наиболее широко применяют коэффициент вариации [14]

$$V = \frac{1}{\bar{n}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (n_i - \bar{n})^2}{N-1}}, \quad (2)$$

где n_i – значение случайной величины в i -ом опыте; \bar{n} – среднее арифметическое содержание компонента в пробах; N – число проб.

Коэффициент вариации подобного вида был предложен К. Пирсоном в 1895 г. Применительно к доменному производству его использовали для выявления неравномерности поступления компонентов железорудной части шихты из бункера бесконусного загрузочного устройства лоткового типа в колошниковое пространство печи [15], а также для оценки окружного распределения материалов в доменной печи по показаниям периферийных термопар [12]. Коэффициент вариации является безразмерной величиной и не зависит от среднего результата. Однако он имеет непостоянные границы, что затрудняет использование его в качестве меры неравномерности распределения исследуемых материалов. Кроме этого, коэффициент вариации V не дает ответа, какое его значение следует признать как не отвечающее равномерности и с какой надежностью $p = 1 - \alpha$ подтверждается этот вывод.

В работе [16] предложен метод оценки равномерности распределения компонентов смеси, алгоритм которого основан на кластеризации k -средних [17 – 19],

который реализован для оценки равномерности распределения смеси в двухкомпонентных средах на основе прикладного пакета MATLAB. Выполнение процедуры кластеризации требует отбора проб смеси и распределение ее равномерным слоем на ровной поверхности для последующего фотографирования или сканирования, чтобы затем провести компьютерную обработку изображения, представив его в виде области (матрицы) $S_{i,j}$, $i = 1, N, j = 1, M$, где M и N заданное число строк и столбцов соответственно. После компьютерного распознавания компонент смеси на основе анализа точек (пикселей), характеризующих световые (цветовые) свойства компонент, вычисляют коэффициент равномерности распределения для каждой компоненты смеси по формуле, в основу которой положена вариация пикселей относительно общей средней для исследуемой компоненты.

При всех достоинствах данного метода, использование его в условиях доменного производства не представляется возможным из-за трудоемкости отбора и подготовки проб смеси для получения световой (цветовой) матрицы изображения, где на фотографиях часто присутствуют различные артефакты, такие как тени, размытые границы, значительные изменения оттенков смесей и т. д.

В работе [20] равномерность распределения легирующего элемента оценивали по средневзвешенной дисперсии относительных интенсивностей и сравнения ее с табличными значениями F -распределения. Метод был апробирован и рекомендован для твердых образцов металла, содержащих легирующий элемент. Использовался анализ спектральных линий образцов металла, а затем определялась средневзвешенная дисперсия относительных интенсивностей. Далее на основе полученной F -статистики Фишера оценивали неравномерность распределения легирующего элемента в образце металла. Очевидно, что метод, рекомендованный для специально подготовленных образцов легированного металла, недоступен для сыпучих материалов и газов, присутствующих в доменной печи.

Таким образом, возникла необходимость разработки методики определения коэффициента равномерности распределения шихтовых материалов по окружности доменной печи.

Таблица 1

Окружное распределение температур периферийного газа на доменной печи ОАО «ММК»

Table 1. Circumference distribution of peripheral gas temperature at the blast furnace of OJSC «MMK»

Номер периода	Температура периферийного газа под газоотводами, °С								Φ	$\hat{\sigma}$
	1	2	3	4	5	6	7	8		
А	155	168	153	90	126	106	104	109	0,551	28,8
Б	145	162	150	87	127	119	110	111	0,551	24,7

Предварительно следует обратить внимание на коэффициент вариации, как отношения эмпирического стандарта S к среднему результату \bar{x} измеряемой величины X , который можно применить для оценки неравномерности распределения шихтовых материалов на колошнике доменной печи через изменение температур периферийных газов по окружности в i -точках, $i = \overline{1, N}$. Коэффициент вариации $V = S/\bar{x}$ зависит от величины S^2 , которая имеет несимметричную доверительную оценку:

$$P = \left\{ \frac{KS^2}{\chi_k^2\left(\frac{\alpha}{2}\right)} < \sigma^2 < \frac{KS^2}{\chi_k^2\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)} \right\} = 1 - \alpha, \quad (3)$$

где α – уровень значимости; χ_k^2 – статистика Пирсона для $k = N - 1$ степеней свободы [21, 22].

Применительно к оценке неравномерности окружного распределения материалов в доменной печи, при измерении температуры газа на периферии в верхней части доменной печи будем использовать следующие обозначения: n_i – замеряемая температура газа в i -ой точке, где $i = \overline{1, N}$, N – число точек замера температуры; $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N n_i = \bar{n} = \bar{n}$ – среднее (ожидаемое) значение температуры; $\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left(n_i - \frac{n}{N}\right)^2 = \hat{\sigma}^2 = S^2$ – оценка дисперсии.

При этом значения случайной величины S^2 подчинены распределению $\chi_k^2 = \frac{kS^2}{\sigma^2}$, где $\frac{k}{\sigma^2} = \text{const}$ и ожидаемое среднее \bar{n} в решаемой задаче $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N n_i = \bar{n} = \text{const}$ для всех i -ых групп, $i = \overline{1, N}$. Тогда коэффициент вариации

$$V = \frac{S}{\bar{n}} = \frac{N}{n\sqrt{N-1}} \sqrt{\sum_{i=1}^N \left(n_i - \frac{n}{N}\right)^2}. \quad (4)$$

При этих же определяемых характеристиках для X^2 -статистики в условиях равномерного распределения получаем

$$X^2 = \sum_{i=1}^N \frac{(n_i - \bar{n})^2}{\bar{n}} = \sum_{i=1}^N \frac{\left(n_i - \frac{n}{N}\right)^2}{\frac{n}{N}} = \frac{N}{n} \sum_{i=1}^N \left(n_i - \frac{n}{N}\right)^2, \quad (5)$$

откуда очевидна связь

$$V^2 = \frac{N^2}{n^2(N-1)} \sum_{i=1}^N \left(n_i - \frac{n}{N}\right)^2 = \frac{N}{n(N-1)} X^2$$

или

$$X^2 = \frac{n(N-1)}{N} V^2, \quad (6)$$

где $n = \sum_{i=1}^N n_i$. Здесь n_i – значение измеряемой величины в i -точке, отождествляемое с частотой в i -группе формулы для X^2 -статистики, предложенной также К. Пирсоном в 1904 г. для проверки H_0 -гипотезы соответствия эмпирического и теоретического распределений на основе χ_k^2 -статистики с k степенями свободы [22, 23].

Таким образом, коэффициент вариации V , применяемый для оценки неравномерности распределения материала в i -группах относительно постоянной (равномерной) величины \bar{n} предполагает, что случайная величина V^2 имеет χ_k^2 распределение с $k = N - 1$ степенями свободы.

В данном исследовании авторы не ставят задачу принять или отвергнуть нулевую гипотезу на заданном уровне значимости. В рассматриваемом случае нулевую гипотезу следует расценивать не как утверждение об отсутствии эффекта для ее отклонения, а насколько велик эффект отклонения от тривиального случая. Следовательно, стоит задача неоднократного определения вероятности эффекта при изменении условий эксперимента, порождающего данный эффект.

Для получаемого значения величины χ_k^2 , используя закон ее распределения, находим уровень вероятности или коэффициент окружной неравномерности распределения физических величин, употребляемых материалов и газов $p = p(\chi^2)$, $p \in (0; 1)$ [24].

Таким образом, для разных режимов загрузки шихты в колошниковое пространство получаем меру неравномерности распределения материалов и газов, а также температуры по окружности печи. При этом уместно заметить следующее.

- Для проверки H_0 -гипотезы, согласно которой случайный вектор частот (n_1, n_2, \dots, n_N) характеризуется вектором положительных вероятностей, причем $p_1 + p_2 + \dots + p_N = 1$, статистика X^2 основана на формуле

$$X^2 = \sum_{i=1}^N \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \frac{n_i^2}{p_i} - n, \quad (7)$$

где $n = n_1 + n_2 + \dots + n_N$, $n_i \geq 5$, $i = \overline{1, N}$.

При $n \rightarrow \infty$ и выполнении H_0 -гипотезы $X^2 \rightarrow \chi_k^2$ с $k = N - 1$ степенями свободы. Для заданного уровня значимости α гипотеза H_0 отвергается при $X^2 \geq \chi_{N-1}^2(\alpha)$, где $\chi_{N-1}^2(\alpha)$ – верхняя α -квантиль χ_k^2 -распределения. Вероятность ошибки $p\{\chi_{N-1}^2 \geq \chi_{N-1}^2(\alpha)\} = \alpha$.

- Статистику X^2 используют также для проверки H_0 -гипотезы о принадлежности функции распределения независимых одинаково распределенных случайных величин X_1, X_2, \dots, X_N семейству непрерывных функций $F(x, \theta)$, $x \in R_1$, зависящих от неизвестного параметра θ [25]. Тогда, разбивая действительную прямую точками $x_0 < x_1 < \dots < x_N$ (для общего случая $x_0 = -\infty$, $x_N = +\infty$) на N , $N > m$ интервалов $(x_0, x_1), \dots, (x_{N-1}, x_N)$ таких, что для определенного параметра θ $p_i(\theta) = p\{x_i \in (x_{i-1}, x_i)\} > 0$,

$i = \overline{1, N}$, $p_1(\theta) + p_2(\theta) + \dots + p_N(\theta) = 1$ образуют по аналогии с вектором частот $(n_1 \dots n_N)$ группировку (в тех же обозначениях) значений случайной величины. Тогда $X^2(\theta) = \sum_{i=1}^N \frac{(n_i - np_i(\theta))^2}{np_i(\theta)}$ – случайная величина, зависящая от неизвестного параметра θ , вычисленная по методу минимума $X^2(\theta)$, т. е. $X^2(\hat{\theta}) = \min X^2(\theta)$ [23, 25], при этом нужно следить, чтобы значения $n_i \geq 5$.

• Применение X^2 -статистики для проверки H_0 -гипотезы при измерении физических величин затруднительно [23] из-за определения подходящего (преобразующего) параметра (θ) , способствующего при выполнении H_0 -гипотезы условия, что $X^2(\theta) = \chi_k^2$. В этом случае нужно принимать во внимание поведение квантилей распределения $\chi_{k,p}^2$, вероятности которых обычно табулированы [24]:

$$p = \frac{1}{2^{k/2} \Gamma(k/2)} \int_0^{x_{k,p}^2} x^{k/2-2} e^{-x/2} dx, \quad (8)$$

где значение $\chi_{k,p}^2$ представляет собой сумму квадратов k независимых значений нормальной величины со средним 0 и дисперсией 1.

Очевидно, что использование χ_k^2 -статистики при $k = N - 1$ для вычисления $p = p(\chi_k^2)$ в условиях формирования X^2 -статистики на основе измерений n_i , $i = \overline{1, N}$ исследуемой физической величины необходимо согласование поведения обеих статистик. Для решаемой задачи в условиях принятия H_0 -гипотезы о равномерном распределении (при допустимых отклонениях от среднего значения измеряемых результатов n_i в i -точках) сложной корректировки X^2 -статистики не потребуются. В данном случае корректировка легко выполняется с помощью подходящего коэффициента (квантильного множителя q), определяемого из условия $qX_{\max}^2 \approx \chi_k^2(\alpha)$, где $\chi_k^2(\alpha)$ – верхняя α -квантиль, $X_{\max}^2 \subset \{X_{(j)}^2\}$, $j = \overline{1, M}$, M – число экспериментов, завершаемых вычислением

$X_{(j)}^2$ -статистики. При этом в корректируемой статистике $X_{\text{кор}}^2 = qX^2$ должно быть выполнено условие Пирсона, $n_i \geq 5 \forall i = \overline{1, N}$.

Предложенный метод определения неравномерности распределения материалов по окружности колошника опробовали на доменных печах ОАО «ММК» объемом 2014 и 1370 м³. Коэффициент окружной неравномерности (p) предполагалось определить по значениям измеряемых температур периферийного газа под газоотводами (T_i , °C). Изменение неравномерности оценили для режимов загрузки шихтовых материалов в доменные печи, которые отличались долей агломерата, располагающегося в нижней части бункера бесконусного загрузочного устройства (БЗУ) под добавочными материалами в процентном отношении (0; 50 и 100). Поскольку при нормальной работе печи температура периферийных газов под газоотводами в натуральных величинах колеблется в интервале от 80 до 200 °C относительно среднего значения, то эти изменения не являясь аналогом частот n_i , $i = \overline{1, N}$, быстро приводили χ_k^2 -статистику к верхней α -квантили $\chi_k^2(\alpha)$ для всякого приемлемого $\alpha = 1 - p$. Следовательно, необходимо было преобразование получаемых измерений температуры так, чтобы приведенная температура, формирующая X^2 -статистику, отражала поведение квантилей $\chi_{k,p}^2 < \chi_k^2(\alpha)$ распределения Пирсона для $k = N - 1$ в условиях выполнения H_0 -гипотезы.

В связи с этим, первоначально проанализировав работу четырех доменных печей за период один год для различных условий плавки, выявили подходящий коэффициент, равный $1/5 = q$, позволяющий преобразовать натуральное значение температуры T_i , °C к аналогичной частоте, а именно $n_i = T_i/5$. Такое преобразование (табл. 2) дало возможность получить адекватную сходимость по вероятности $p(X_{\text{кор}}^2) \rightarrow p(\chi_k^2)$ с учетом используемых степеней свободы $k = N - 1$ (проверено для $4 \leq N \leq 8$). Заметим, что при корректировке значений i -измерений в рассматриваемом случае величина X^2 также корректируется автоматически, что удобно для расчета числовых характеристик (табл. 3).

Таблица 2

Распределение приведенных температур периферийного газа в разных периодах и условиях загрузки доменных печей ОАО «ММК»

Table 2. Distribution of the reduced peripheral gas temperature in different periods and loading conditions of the blast furnaces of OJSC “MMK”

Объем доменной печи, м ³	Номер периода	Доля агломерата, располагающегося в бункере БЗУ под добавочными материалами (D_A), %	Приведенные температуры периферийного газа под газоотводами по точкам замера, n_i							
			1	2	3	4	5	6	7	8
2014	I	0	31,7	33,6	30,7	18,0	25,2	21,2	20,7	21,8
	II	100	30,1	32,0	30,1	17,3	25,5	21,0	21,0	20,9
1370	III	100	36,1	39,0	40,1	31,0	–	–	–	–
	IV	50	31,9	36,6	35,7	29,5	–	–	–	–

Описательная статистика для оценки неравномерности распределения шихтовых материалов

Table 3. Descriptive statistics for the evaluation of uneven distribution of charge materials

Объем доменной печи, м ³	Д _А , %	Среднее	Число степеней свободы <i>k</i>	Оценка дисперсии	Коэффициент вариации <i>V</i>	$X^2_{кор} = \chi^2_k$ статистика	Вероятность $p = P(\chi^2_k)$
2014	0	25,4	7	34,6	0,23	10,0	0,81
	100	24,8	7	29,9	0,22	9,1	0,75
1370	100	36,5	3	16,6	0,11	1,36	0,29
	50	33,4	3	11,0	0,10	0,99	0,20

Для оценки неравномерности распределения шихтовых материалов на примере распределения смеси агломерата и окатышей с использованием меры $p = P(\chi^2_k)$ потребовалось введение иных множителей ($q_{агл} = 0,13$, $q_{ок} = 0,06$) для преобразования массы взвешенных $N = 6$ порций в лабораторном эксперименте названных компонент. Эти результаты приведены для сравнения совместно с коэффициентами вариации (табл. 4).

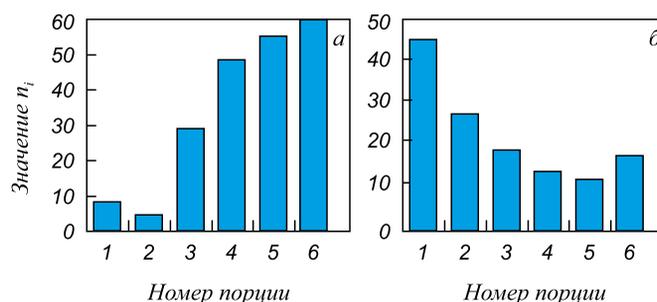
При сравнении исследуемых периодов на доменной печи объемом 2014 м³ видно, что смена режима «добавки наверх скипа» на «добавки на дно скипа» сопровождалась более равномерным распределением материалов в колошниковом пространстве печи, на что указывает уменьшение коэффициента равномерности p от 0,81 до 0,75 (см. табл. 3). Это является результатом более равномерного поступления агломерата и окатышей при выгрузке порции шихты из бункера БЗУ на лоток и подтверждается данными физического моделирования (см. рисунок, табл. 4). Сравнивая результаты столбцов V и p , следует заметить, что оценки неравномерности распределения для столбцов p более различимы, чем столбцов V .

В периоде IV, по сравнению с периодом III, на доменных печах объемом 1370 м³ при расположении добавочных материалов в середине слоя наблюдали улучшение равномерности распределения материалов по окружности колошника печи. Коэффициент неравно-

мерности уменьшился от 0,29 до 0,20 (см. табл. 3). Это сопровождалось улучшением технико-экономических показателей плавки (табл. 5).

Выводы. Получена зависимость величин V^2 и X^2 для условия равномерного их распределения. Это предполагает, что случайные величины V^2 и X^2 при соответствующей корректировке имеют χ^2_k -распределение Пирсона с $k = N - 1$.

Разработана и предложена методика определения относительной неравномерности распределения физических величин и материалов на основе X^2 -статистики, используя квантили χ^2_k -статистики для вычисления



Распределение условных единиц (n_i) окатышей по ходу выпуска шести порций при $p = 0,960$ (а), $p = 0,042$ (б)

Distribution of conventional units (n_i) of pellets during the release of 6 servings at $p = 0.960$ (a), $p = 0.042$ (b)

Способы оценки равномерности поступления агломерата (А) и окатышей (О) в колошниковое пространство физической модели БЗУ лоткового типа [11]

Table 4. Methods for evaluating the uniformity of sinter receipt (АгЛ) and pellets (Ок) in the throat space of the physical model BLT of trough type [11]

Доля агломерата, располагающегося в бункере БЗУ под добавочными материалами, %	Содержание окатышей в железорудной части шихты, %	Коэффициент вариации V для компонентов шихты			$X^2_{кор} = \chi^2_k$ ($k = 5$)		$p = P(\chi^2_k)$		
		А	О	среднее	А	О	А	О	среднее
0	30	0,52	1,11	0,82	11,6	11,6	0,960	0,960	0,960
50	30	0,16	0,34	0,25	1,12	1,06	0,048	0,042	0,045
100	30	0,22	0,51	0,36	2,20	2,28	0,180	0,190	0,185

Таблица 5

Технико-экономические показатели работы доменных печей в исследуемые периоды

Table 5. Technical and economic indicators of the blast furnaces work in the analyzed period

Объем доменной печи, м ³	Номер периода	Удельная производительность печи, т/м ³ ·сут	Удельный расход кокса, кг/т чугуна
2014	I	1,98	474,4
	II	2,01	471,6
1370	III	2,65	451,3
	IV	2,66	427,3

$p = p(\chi_k^2)$, что позволило различать более равномерное распределение материалов шихты и газов от менее равномерного.

Установлено, что для использования χ^2 -статистики измерений физических величин (температуры, давления), а также материалов (сыпучих, газообразных) необходимо корректировать, минимизируя значения χ^2 до верхней α -квантили $\chi_k^2(\alpha)$ на заданном уровне значимости $\alpha = 1 - p$ при $k = N - 1$ степенях свободы.

Предлагается ввести понятие квантильного множителя q для корректировки χ^2 , с помощью которого произведение $q\chi_{\max}^2 \approx \chi_k^2(\alpha)$, где $\chi_k^2(\alpha)$ – верхняя α -квантиль, устанавливаемая для отклонения H_0 -гипотезы на уровне значимости α при условии, если $q\chi^2 = \chi_{\text{кор}}^2 \geq \chi_k^2(\alpha)$. Тогда $q\chi^2 = \chi_{\text{кор}}^2 \Rightarrow p = p(\chi_{k,p}^2)$, где $\chi_{k,p}^2$ – внутренняя квантиль для определения показателя p (относительная неравномерность $p < 1 - \alpha$).

Методика определения окружной неравномерности апробирована на доменных печах ОАО «ММК» объемом 1370 и 2014 м³. Установлено, что изменение последовательности набора компонентов шихты в бункер БЗУ влияет на коэффициент окружной неравномерности p . Уменьшение его величины в опытных периодах сопровождалось повышением технико-экономических показателей плавки.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Тонких Д.А., Кариков С.А., Тараканов А.К. и др. Совершенствование режимов загрузки и дутья на доменных печах ПАО МК «АЗОВСТАЛЬ» // *Металлург*. 2013. № 9. С. 42 – 48.
2. Большаков В.И., Шулико С.Т., Лебедь В.В. и др. Распределение дутья по окружности доменной печи объемом 5000 м³ при ее работе и выдувке // *Металлургическая и горнорудная промышленность*. 2005. № 2. С. 10 – 13.
3. Сибатагуллин С.К., Харченко А.С., Бегинюк В.А. Технологические решения для оптимальной реализации доменного процесса // *Металлург*. 2014. № 4. С. 64 – 70.
4. Андронов В.Н., Белов Ю.А. Оценка эффективности распределения дутья и природного газа по фурмам // *Сталь*. 2002. № 9. С. 15 – 17.
5. Листопадов В.С., Дмитриенко К.А., Параносенков А.А. и др. Исследование влияния распределения потока на ровность схода

- материалов по окружности доменной печи // *Металлургическая и горнорудная промышленность*. 2008. № 6. С. 11 – 15.
6. Сибатагуллин С.К., Харченко А.С., Полинов А.А. и др. Стабилизация соотношения расходов природного газа и дутья по фурмам доменной печи // *Теория и технология металлургического производства*. 2014. № 1 (14). С. 23 – 25.
7. Большаков В.И. Научное обоснование стратегии управления распределением шихты при использовании БЗУ // *Сталь*. 2002. № 4. С. 37 – 42.
8. Сторожик Д.А., Гребенюк В.М., Тылкин М.А. Изготовление и эксплуатация загрузочных устройств доменных печей. – М.: *Металлургия*, 1973. – 319 с.
9. Большаков В.В., Рослик Н.А., Шутылев Ф.М., Котов А.П. Оценка окружного распределения шихты на доменной печи с лотковым БЗУ // *Сталь*. 1993. № 2. С. 11 – 14.
10. Большаков В.В., Рослик Н.А., Шутылев Ф.М. и др. Управление газораспределением в доменной печи, оборудованной бесконусным загрузочным устройством // *Сталь*. 1995. № 7. С. 15 – 19.
11. Сибатагуллин С.К., Харченко А.С. Выявление рациональной последовательности набора компонентов сырья в бункер БЗУ лоткового типа физическим моделированием // *Вестник Магнитогорского государственного технического университета им. Г.И. Носова*. 2015. № 3. С. 28 – 34.
12. Большаков В.И., Лебедь В.В., Жеребецкий А.А. Совершенствование управления окружным распределением шихты на доменной печи, оснащенной БЗУ // *Фундаментальные и прикладные проблемы черной металлургии: Сб. научн. тр. – Днепропетровск: ИЧМ НАН Украины*, 2010. Вып. 22. С. 18 – 26.
13. Большаков В.И., Муравьева И.Г., Семенов Ю.С., Шулико С.Т. Оценка окружного распределения шихты в доменной печи радиолокационным профиломером // *Фундаментальные и прикладные проблемы черной металлургии: Сб. научн. тр. – Днепропетровск: ИЧМ НАН Украины*, 2008. Вып. 17. С. 74 – 85.
14. Макаров Ю.И. Аппараты для смешения сыпучих материалов. – М.: *Машиностроение*, 1973. – 216 с.
15. Sibatullin S.K., Kharchenko A.S., Logachev G.N. The rational mode of nut coke charging into the blast furnace by compact trough-type charging device // *International Journal of Advanced Manufacturing Technology*. 2016. Vol. 86. P. 531 – 537.
16. Воронин В.В., Адигамов К.А., Петренко С.С., Сизякин Р.А. Критерии и способы оценки качества смешивания сыпучих материалов // *Инженерный вестник Дона*. 2012. Т. 23. № 4 – 2 (23). С. 36.
17. Seber G. A. *Multivariate Observations*. – New York: Wiley, 1984. – 686 p.
18. Spath H. *Cluster Dissection and Analysis: Theory, FORTRAN Programs, Examples*. Translated by J. Goldschmidt. – New York: Halsted Press, 1985.
19. Gorban A.N., Zinovyev A.Y. *Principal Graphs and Manifolds. Part. 2 // Handbook of Research on Machine Learning Applications and Trends: Algorithms, Methods, and Techniques*. Emilio Soria Olivas et al. (eds), IGI Global, Hershey, PA, USA, 2009. P. 28 – 59.
20. А.с. 1651172 РФ. Твердохлебова С.В., Спиридонова И.М. // Способ определения равномерности распределения легирующих элементов в сплавах; заявл. 23.05.1989; опубл. 23.05.1991. Бюл. № 19.
21. Математика: Энциклопедия / Под ред. Ю.В. Прохорова. – М.: Большая Российская энциклопедия. 2003. – 845 с.
22. Девятченко Л.Д. Таблицы сопряженности. Введение в анализ соответствий. – Магнитогорск: ГОУ ВПО «МГТУ им. Г.И. Носова», 2008. – 127 с.
23. Кендалл М., Стьюарт А. Статистические выводы и связи. – М.: Наука, 1976. – 736 с.
24. Большев Л.Н., Смирнов Н.В. Таблицы математической статистики. – М.: Наука, 1983. – 416 с.
25. Математическая энциклопедия / Под ред. И.М. Виноградова. Т. 5. – М.: Советская энциклопедия, 1985. – 623 с.

Поступила 3 апреля 2017 г.

EVALUATION OF UNEVEN DISTRIBUTION OF CHARGE MATERIALS AT BLAST FURNACE

S.K. Sibagatullin, A.S. Kharchenko, L.D. Devyatchenko

Magnitogorsk State Technical University named after G.I. Nosov,
Magnitogorsk, Chelyabinsk Region, Russia

Abstract. In various industries, the uneven distribution of material and energy resources significantly affects stability of the technological process and reduces the quality of products. In particular, in the blast-furnace production, the uneven distribution of charge materials and the temperature of gases significantly affect technical and economic performance of the furnace. The analysis of bibliographic sources has shown that for the estimation of unevenness various coefficients were generally used, taking into account the variability of material and energy resources in the production process, the coefficient of variation introduced by K. Pierson in 1895 was the most widespread. It was determined the relation between the square of the coefficient of variation of V^2 and the value $X^2 = \frac{n(N-1)}{N} V^2$, according to which the random variable V^2 has χ_k^2 a distribution with k degrees of freedom, $k = N - 1$, where $n = n_1 + n_2 + \dots + n_N$, n_i is the value of the i -th measurement, $i = 1, N$, N – is the number of measurements. The proposed method for estimating the unevenness is based on statistics χ_k^2 and X^2 , also introduced by K. Pearson in 1901 and 1904, respectively. The latter was intended to test the H_0 -correspondence of the empirical and statistical distribution. The method for determining the circumferential irregularity in the distribution of materials and gases in a blast furnace is based on the consistency of χ_k^2 and X^2 of Pearson statistics, using the so-called quantile factor q , if in calculations of X^2 the values of the physical quantities themselves are used, by analogy, not the frequency of the measured quantities. In this method, X^2 -statistic after correction was used to determine the measure of deviation (p) from the uniform distribution, i.e. the unevenness coefficient $p = p(\chi_k^2)$, $p \in (0; 1 - \alpha)$, $\chi_k^2 = X_{\text{сop}}^2 = qX^2$ was calculated. In order to reconcile X^2 and χ_k^2 statistics with the measurements of the physical quantities (temperature, pressure) or materials (granular, gaseous), the X^2 -statistic must be adjusted so that $qX_{\text{max}}^2 \approx \chi_k^2(\alpha)$, $X_{\text{max}}^2 \subset (X_1^2, \dots, X_M^2)$, where M – is the number of experiments for which the values of X^2 -statics were determined, $\chi_k^2(\alpha)$ – the upper α -quantile of χ_k^2 statistic, q – the quantile multiplier, introduced for the correction of the X^2 -statistic values, X_{max}^2 – the maximum value of X^2 -statistic is admissible for determining the measure of non-uniformity. The method was tested to evaluate the relative non-uniformity of the loaded charge components and the distribution of peripheral temperature at blast furnaces of OJSC “MMK” with volume of 2014 and 1370 m³. The influence of the sequence of a set of charge components in the hopper of a bell-less charging device of the furnace on the coefficient of circumferential unevenness (p) and the technical and economic parameters of melting was revealed.

Keywords: blast furnace, determining method, uneven distribution of charge materials and gases, gas temperature in a circumference.

DOI: 10.17073/0368-0797-2018-10-766-773

REFERENCES

1. Tonkikh D.A., Karikov S.A., Tarakanov A.K., Koval'chik R.V., Kostomarov A.S. Improving the charging and blast regimes on blast furnaces at the Azovstal metallurgical combine. *Metallurgist*. 2014, vol. 57, no. 9–10, pp. 797–803.
2. Bol'shakov V.I., Shuliko S.T., Lebed' V.V., Semenov Yu.S., Dmitrenko K.A., Popov V.N. Distributing of blowing on a circumference in a high furnace by volume of 5000 during its work. *Metallurgicheskaya i gornorudnaya promyshlennost'*. 2005, no. 2, pp. 10–12. (In Russ.).
3. Sibagatullin S.K., Kharchenko A.S., Beginyuk V.A. Processing solutions for optimum implementation of blast furnace operation. *Metallurgist*. 2014, vol. 58, no. 3–4, pp. 285–293.
4. Andronov V.N., Belov Yu.A. Evaluation of efficiency of blast and gas distribution among tuyeres. *Stal'*. 2002, no. 9, pp. 15–17. (In Russ.).
5. Listopadov V.S., Dmitrienko K.A., Paranosenkov A.A. etc. Investigation of the influence of flow distribution on the evenness of material descent along the circumference of blast furnace. *Metallurgicheskaya i gornorudnaya promyshlennost'*. 2008, no. 6, pp. 11–15. (In Russ.).
6. Sibagatullin S.K., Kharchenko A.S. Polinov A.A. etc. Stabilization of the ratio of natural gas and blast flows through blast furnace tuyeres. *Teoriya i tekhnologiya metallurgicheskogo proizvodstva*. 2014, no. 1 (14), pp. 23–25. (In Russ.).
7. Bol'shakov V.I. Scientific grounding of strategy for controlling the burden distribution. *Stal'*. 2002, no. 4, pp. 37–42. (In Russ.).
8. Storozhik D.A., Grebenyuk V.M., Tylkin M.A. *Izgotovlenie i ekspluatatsiya zagruzochnykh ustroystv domennykh pechei* [Manufacture and operation of charging devices of blast furnaces]. Moscow: Metallurgiya, 1973, 319 p. (In Russ.).
9. Bol'shakov V.B., Roslik N.A., Shutylev F.M., Kotov A.P. Assessment of circumferential burden distribution at blast furnace with trough bellless top. *Stal'*. 1993, no. 2, pp. 11–14. (In Russ.).
10. Bol'shakov V.B., Roslik N.A., Shutylev F.M. Gas distribution control in blast furnace equipped with bellless charging device. *Stal'*. 1995, no. 7, pp. 15–19. (In Russ.).
11. Sibagatullin S.K., Kharchenko A.C. Identification of an efficient sequence of charging components of raw materials into hopper of the bell-less charging device of chute type by physical modeling. *Vestnik Magnitogorskogo gosudarstvennogo tekhnicheskogo universiteta im. G.I. Nosova*. 2015, no. 3, pp. 28–34. (In Russ.).
12. Bol'shakov V.I., Lebed' V.V., Zhrebetskii A.A. Improvement of management of the distribution of charge on the blast furnace equipped with a bell-less charging device. In: *Fundamental'nye i prikladnye problemy chernoi metallurgii: Sb. nauchn. tr.* [Fundamental and applied problems of ferrous metallurgy: Coll. of Sci. Papers]. Issue 22. Dnepropetrovsk: IChM NAN Ukrainy, 2010, pp. 18–26. (In Russ.).
13. Bol'shakov V.I., Murav'eva I.G., Semenov Yu.S., Shuliko S.T. Estimation of the circumferential distribution of charge in a blast furnace by a radar profiler. In: *Fundamental'nye i prikladnye problemy chernoi metallurgii: Sb. nauchn. tr.* [Fundamental and applied problems of ferrous metallurgy: Coll. of Sci. Papers]. Issue 17. Dnepropetrovsk: IChM NAN Ukrainy, 2008, pp. 74–85. (In Russ.).
14. Makarov Yu.I. *Apparaty dlya smesheniya sypuchikh materialov. Monografiya*. [Apparatus for mixing of loose materials: Monograph]. Moscow: Mashinostroenie, 1973, 216 p. (In Russ.).
15. Sibagatullin S.K., Kharchenko A.S., Logachev G.N. The rational mode of nut coke charging into the blast furnace by compact trough-type charging device. *International Journal of Advanced Manufacturing Technology*. 2016, vol. 86, pp. 531–537.
16. Voronin V.V., Adigamov K.A., Petrenko S.S., Sizyakin R.A. Criteria and methods for assessing the quality of loose materials mixing. *Inzhenernyi vestnik Dona*. 2012, vol. 23, no. 4–2 (23), pp. 36. (In Russ.).
17. Seber G.A. *Multivariate Observations*. New York: Wiley, 1984, 686 p.
18. Spath H. *Cluster Dissection and Analysis: Theory, FORTRAN Programs, Examples*. Translated by J. Goldschmidt. New York: Halsted Press, 1985.
19. Gorban A.N., Zinovyev A.Y. Principal Graphs and Manifolds. Part. 2. In: *Handbook of Research on Machine Learning Applications and Trends: Algorithms, Methods, and Techniques*. Emilio Soria Olivias et al. (eds), IGI Global, Hershey, PA, USA, 2009, pp. 28–59.

20. Tverdokhlebova S.V., Spiridonova I.M. *Sposob opredeleniya ravnomernosti raspredeleniya legiruyushchikh elementov v splavakh* [Method for determining the uniformity of distribution of alloying elements in alloys]. Certificate of authorship no. 1651172 RF. *Byulleten' izobretenii*. 1989, no. 19. (In Russ.).
21. *Matematika: Entsiklopediya* [Mathematics: Encyclopedia]. Prokhorov Yu.V. ed. Moscow: Bol'shaya Rossiiskaya entsiklopediya, 2003, 845 p. (In Russ.).
22. Devyatchenko L.D. *Tablitsy sopryazhennosti. Vvedenie v analiz sootvetstviy* [Contingency tables. Introduction to the analysis of correspondences]. Magnitogorsk: MGTU im. G.I. Nosova, 2008, 127 p. (In Russ.).
23. Kendall Maurice G., Stuart A. *The advanced theory of statistics*. 2nd edition. Hafner, 1963. (Russ.ed.: Kendall M., Stuart A. *Statisticheskie vyvody i svyazi*. Moscow: Nauka, 1976, 736 p.).
24. Bol'shev L.N., Smirnov N.V. *Tablitsy matematicheskoi statistiki* [Tables of mathematical statistic]. Moscow: Nauka, 1983, 416 p. (In Russ.).
25. *Matematicheskaya entsiklopediya*. Vol. 5 [Mathematical encyclopedia]. Vinogradov I.M. ed. Moscow: Sovetskaya Entsiklopediya, 1248 p. (In Russ.).

Acknowledgements. The results were obtained within the framework of the state task of the Ministry of Education and Science of the Russian Federation No. 11.8979.2017/БЧ.

Information about the authors:

S.K. Sibagatullin, Dr. Sci. (Eng.), Professor of the Chair "Metallurgy Technology and Casting Processes" (10skt@mail.ru)

A.S. Kharchenko, Cand. Sci. (Eng.), Assist. Professor of the Chair "Metallurgy Technology and Casting Processes" (as.mgtu@mail.ru)

L.D. Devyatchenko, Cand. Sci. (Eng.), Assist. Professor of the Chair of Mathematics (devyatleo@mail.ru)

Received April 3, 2017