

С.Ю. ПЕТРУШЕНКО,  
С.В. ЕНДИЯРОВ

**Модель статистического контроля  
технологического процесса**

УДК 519.2

Уральский  
государственный  
горный университет,  
г. Екатеринбург

*В статье рассматривается модифицированная статистическая модель контроля параметров усреднительного процесса рудосодержащих материалов. Предложен алгоритм коррекции процесса усреднения, по результатам работы модели.*

*The article deals with a modified statistical model parameters control the process of homogenizing materials. An algorithm of correction of the averaging process, the outcome of the model.*

### **Введение**

Чаще всего на практике высокую эффективность показывают методы диагностики на основе логико-аналитических моделей различных типов, особенно те, в которых допуски контролируемых параметров вычисляются как функции времени в зависимости от режимов работы с учётом изменения условий функционирования. К таким методам относится последовательный статистический анализ, при котором объем выборки не фиксируется заранее, а определяется в процессе анализа статистических данных, получаемых последовательно в порядке их поступления. Это приводит к заметному сокращению по сравнению с классическими критериями объема контрольной работы.

### **1. Разработка метода модифицированного статистического анализа данных**

Для любой сложной технической системы сущность метода контроля и диагностики заключается в выявлении посредством вычисления невязок между измеренными ( $X$ ) и заданными ( $X_m$ ) значения-

ми параметров, с последующей их классификацией, т.е. отношением невязок к классам  $W_1$  («норма») или  $W_2$  («ненорма»).

Рассмотрим порядок контроля технологического процесса формирования штабеля агломерационной шихты, с использованием модифицированного статистического анализа. К значительным преимуществам данного статистического анализа применительно к решениям задач контроля и диагностики сложных технических систем можно отнести:

- возможность однозначного определения границ критерия для классов  $W_1, W_2$ . Причём это не зависит от характера распределения параметра, а диктуется лишь заданным уровнем достоверности принятия решения;

- не требует независимости и равенства распределений вероятностей классифицируемых случайных векторов;

- обеспечение минимизации среднего числа наблюдений, необходимых для достижения заданного уровня достоверности оценки.

Пусть параметры контроля и критерии нормального функционирования системы имеют вид:  $\Theta_1, \Theta_2$  - соответственно нижние и верхние допуски отклонений средневзвешенного содержания железа в усредняемом материальном потоке [1].

Характеристики параметра контроля во времени, рассматриваемого как случайный процесс, зависят от множества факторов. К ним, в частности, относятся, ошибки измерения; погрешности обработки управляющих воздействий; погрешности моделирования динамики движения; неточности знания конструктивных параметров, возмущающие воздействия и другие.

Построение классификатора при использовании последовательного критерия отношения вероятностей значительно облегчается, если принять во внимание, что ошибки рассогласования представляют собой «совокупность большого числа независимых причин» и в соответствии с центральной предельной теоремой Ляпунова их можно принять распределёнными по нормальному закону. Для обеспечения линейности классификатора принимаются равными дисперсии ошибок рассогласования для случаев нормальной работы и для разладок (классы  $W_1$  и  $W_2$  соответственно).

Для каждого  $m$ -го шага процесса контроля определяется условная вероятность  $p_1$ , когда справедлива гипотеза  $W_1$  (норма) и

условная вероятность  $p_0$ , когда справедлива  $W_2$  (ненорма). Проверка гипотезы  $W_1$  относительно гипотезы  $W_2$  сводится к выбору таких положительных чисел (пороговых значений)  $A$  и  $B$ , при этом на каждом испытании вычисляют последовательный критерий отношений вероятностей гипотезы  $H_0$  относительно конкурирующей гипотезы  $H_1$  [2].

$$\begin{aligned} H_0 : p &= p_0, \\ H_1 : p &= p_1. \end{aligned} \quad (1)$$

Если на  $m$ -ом шаге контроля  $\frac{P_{1m}}{P_{0m}} \geq A$ , то процесс заканчивается отклонением гипотезы  $H_0$ . Если  $\frac{P_{1m}}{P_{0m}} \leq B$ , то процесс заканчивается отклонением гипотезы  $H_1$ . Если  $B < \frac{P_{1m}}{P_{0m}} < A$ , то процесс контроля продолжается.

Здесь  $p_{1m}$  и  $p_{0m}$  вероятность получения выборки  $(x_1, x_2, \dots, x_m)$  с параметром  $p_0$ , а  $p_{1m}$  - где  $p_0$  и  $p_{1m}$  верхняя и нижняя граница указанных допусков.

Причем:

$$A = \frac{1 - \beta}{q} \quad (2)$$

$$B = \frac{\beta}{1 - q} \quad (3)$$

где  $q$  – вероятность ошибки 1-го рода,  $\beta$  - вероятность ошибки 2-го рода.

На практике часто используют следующие эквивалентные неравенства:

$$d_m \geq r_m, a_m < d_m < r_m, d_m \leq a_m \quad (4)$$

Где:

$$a_m = \frac{\ln B}{\ln\left(\frac{p_1}{p_0}\right) - \ln\left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)} + m \frac{\ln\left(\frac{1-p_0}{1-p_1}\right)}{\ln\left(\frac{p_1}{p_0}\right) - \ln\left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)} \quad (5)$$

$$r_m = \frac{\ln A}{\ln\left(\frac{p_1}{p_0}\right) - \ln\left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)} + m \frac{\ln\left(\frac{1-p_0}{1-p_1}\right)}{\ln\left(\frac{p_1}{p_0}\right) - \ln\left(\frac{1-p_1}{1-p_0}\right)} \quad (6)$$

В каждом конкретном случае, для каждого параметра или группы параметров этот анализ проводится отдельно и направлен на минимизацию ущерба, который может при этом возникнуть.

Результат работы алгоритма продемонстрирован на рисунке 1

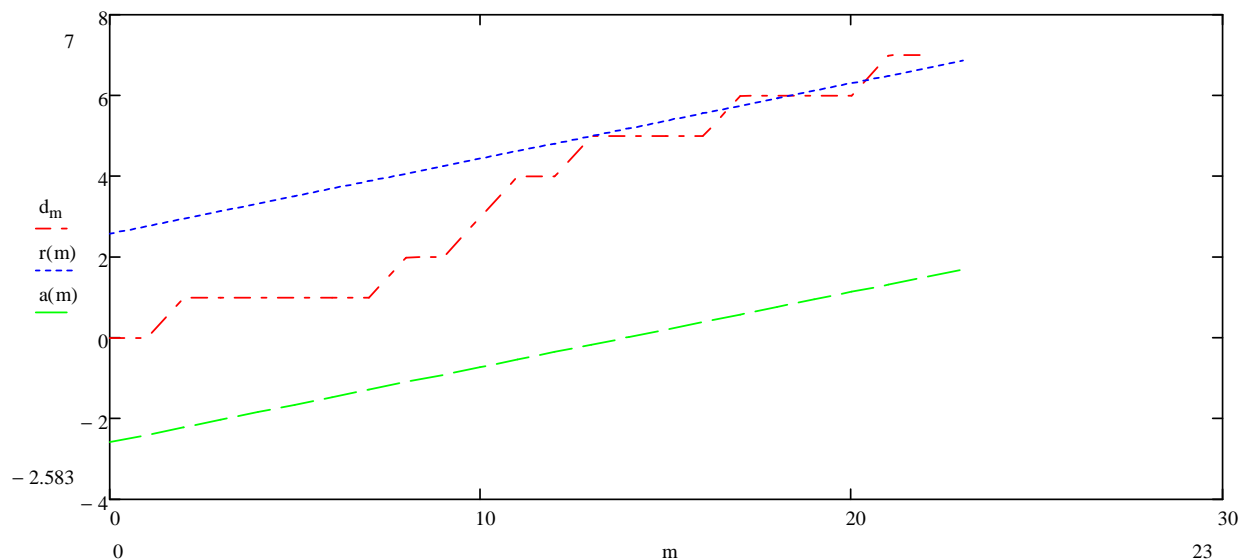


Рис. 1. Результат работы алгоритма контроля

## 2 Порядок выработки управляющих воздействий

При выявлении отклонения средневзвешенного содержания железа от нормального, необходимо скорректировать химический состав материального потока поступающего для усреднения. При связанном дозировании по схеме с «ведущим компонентом» коррекция осуществляется, исходя из условия [3]:

$$\beta_i = \frac{x_{i0}}{x_{j0}}; i = 1, n; j = 1, n; i \neq j \quad (7)$$

где  $x_{i0}$  - заданная масса «ведущего» компонента;  $x_{j0}$  - заданные массы «ведомых» компонентов потока.

Если отдозированная масса «ведущего» компонента  $x_{i0}$  не равна заданной, то для соблюдения условия (7) закон управления, по которому будут скорректированы дозы «ведомых» компонентов запишется как

$$U_{i+1} = X_1(U_1) / \beta_i; \quad i = 1, n-1, \quad (8)$$

где  $X_1(U_1)$  - отдозированная масса «ведущего» компонента;  $U_1 = X_1$  - уставка «ведущего» питателя;  $U_{i+1}$ , ( $i = 1, n-1$ ) - скорректированные уставки задатчиков «ведомых» компонентов.

Если условие, связывающее массы компонентов шихты задано в виде

$$B_i = X_{(i-1)0} / X_{i0}, \quad i = 2, n \quad (9)$$

После дозирования компонента  $X_{i-1}$  уставка питателя компонента  $X_i$ , дозируемого на  $j+1$  этапе, определится из соотношения

$$U_{j+1} = \gamma_{j+1} \cdot X_j(U_j) / \gamma_j; \quad j = 1, n-1, \quad (10)$$

где  $X_j(U_j)$  - отдозированная на  $j$ -ом этапе масса компонента  $X_{i-1}$ ;  $\gamma_j = X_{i0} / V_{po}$ , ( $i = j = 1, n$ ) - коэффициенты процентного содержания компонентов смеси;  $U_{j+1}$  - уставка питателя компонента  $X_i$ , дозируемого на  $j+1$ -м этапе.

Управление дозированием компонентов шихты предполагает выполнение условия:

$$X_i^f \leq X_i^o \leq X_i^A, \quad (11)$$

где  $X_i^o$  - фактическая (отдозированная) масса  $i$ -го компонента;  $X_i^f, X_i^A$  - соответственно нижняя и верхняя допустимые границы колебания отдозированной массы  $i$ -го компонента., рассчитанные по (10).

Целесообразно использовать более универсальное условие:

$$\gamma_i^f \leq \gamma_i^o \leq \gamma_i^A; \quad i = 1, n, \quad (12)$$

где:

$$\gamma_i^f = \frac{X_i^f}{V_\delta^f}; \quad \gamma_i^A = \frac{X_i^A}{V_\delta^A}; \quad \gamma_i^o = \frac{X_i^o}{\sum_{i=1}^n X_i^o} = \frac{X_i^o}{V_\delta}. \quad (13)$$

Так как из (13) известны допустимые пределы колебания содержания железа в потоке, то показатель качества управления многокомпонентным дозированием может быть записан в виде условия:

$$V_i^f \leq V_i \leq V_i^A; \quad i = 1, n. \quad (14)$$

где  $V_i$  - результирующая масса отдозированного компонента

Одним из основных требований, предъявляемых к качеству управления процессом дозирования компонентов шихты является обеспечение выполнения технологических условий (12), (14).

Если потребовать, чтобы в каждом цикле дозирования соблюдались эти условия, то задачей системы управления, в общем случае, является обеспечение минимума по управляющему параметру  $V_i$ :

$$\min \Delta V_i = \min_{V_i \in V} (V_i - V_p); \quad i = 1, n. \quad (15)$$

При этом критерий оптимальности, дозирования запишется в следующем виде:

$$R = \min \sum_{i=1}^n (V_i - V_{pj})^2, \quad (16)$$

где  $V_{pj}$  - прогнозируемая перед  $j$ -м этапом результирующая масса компонентов шихты  $V_p$ .

Косвенной оценкой качества функционирования данной системы управления может служить критерий суммарной дисперсии:

$$R = \sum_{i=1}^n D_{v,i}; \quad i = 1, n \quad (17)$$

Таким образом представленная модель статистического контроля технологического процесса способна увеличить эффективность функционирования сложного технологического комплекса, за счет оперативного распознавания состояния на основе анализа определенного набора контролируемых параметров. Применение данной модели способствует быстрому поиску неисправного элемента, минимизации объема контролируемой информации, снижению вероятности необоснованной остановки объекта из-за ошибки в определении состояния.

## Литература

1. *Гузик В. Ф., Кидалов В. И., Самойленко А. П.* Статистическая диагностика неравновесных объектов. - СПб: Судостроение, 2009. – 304 с.
2. *Хайльд А.* Математическая статистика с техническими приложениями. – Изд. иностранной литературы, Москва, 1956.-654 с.
3. *С.В. Петришина, А.В. Катыхимов, В.Г. Однолько.* Весовое дозирование зернистых материалов. Москва, машиностроение 2009.-164с.

E-MAIL: [VETRODUB@GMAIL.COM](mailto:VETRODUB@GMAIL.COM)