

## ПЛАНИРОВАНИЕ КОНТРОЛЯ ЗАГРЯЗНЯЮЩИХ ВЫБРОСОВ ЭНЕРГЕТИЧЕСКИХ ПРОИЗВОДСТВ

Н.А. ЛЮБИМОВА

Рассмотрены математические модели процедур принятия статистических решений при контроле параметров процессов загрязнения воздушной среды. Показаны возможности однофакторного дисперсионного анализа группированной реализации контролируемого нестационарного процесса, когда последний представлен вероятностной моделью компонент дисперсий. Получены расчетные соотношения для планирования группированных многократных измерений с учетом заданных рисков контроля первого и второго рода, что позволило максимизировать достоверность контроля экстремальных выбросов в процессах загрязнения. Проведено экспериментальное оценивание параметров плана контроля составляющих дымовых газов для проверки чувствительности модели компонент дисперсий к кратковременным выбросам. Предлагаемая модель контроля, основанная на использовании дисперсионного анализа группированных результатов измерительного мониторинга, может дополнять существующие процедуры допускового контроля превышений норм ПДВ, повышая их чувствительность и надежность.

### ВВЕДЕНИЕ

Теплоэлектростанции, работающие на твердом топливе, являются крупными источниками загрязнения воздуха. Очистка газовых выбросов от вредных химических загрязнений энергетических предприятий осложняется тем, что многие выбросы несут с собой золу, сажу, частицы пыли, нагреты до высоких температур, содержат несколько химических компонентов, удаляемых различными методами очистки, иногда их концентрация и ритм поступления нестабильны. Соблюдение же норм природопользования в соответствии с регламентами закреплено на законодательном уровне. Экологический контроль должен учитывать эти особенности, выполняя управляющие воздействия на технологические процессы максимально достоверно, упреждая негативные последствия и нарушения.

**Цель работы** — показать возможности планирования объемов измерений с учетом заданных вероятностей ошибок контроля первого и второго рода при использовании однофакторного дисперсионного анализа группированной реализации контролируемого нестационарного процесса, когда последний представлен случайной моделью компонент дисперсий.

**Постановка проблемы.** Любая система измерительного контроля — это информационная структура, преобразующая первичную количественную измерительную информацию в информацию вторичную, представленную качественными решениями. Последние характеризуются вероятностями ошибок, минимизация которых достигается за счет статистической обоснованности подготовки первичных данных с учетом вида математической модели их преобразования.

Адекватность такой модели вероятностным свойствам объекта контроля обеспечивает отсутствие методических составляющих полной вероятности ошибки контроля. Процессы загрязнения воздушной среды — это сложные диффузные объекты контроля, вероятностные свойства которых отличаются неопределенностью, зависящей во времени от множества случайных факторов.

Планирование контроля таких процессов — задача не просто трудная в смысле минимизации ошибок контроля. Это задача контроля непрерывного, учитывающего неопределенность в появлении локальных эффектов случайного факторного влияния, на фоне общей нестационарности контролируемых процессов.

Наиболее полно математические модели планирования разработаны для задач статистического контроля промышленной продукции [1–3]. Вопросы планирования контроля качества продукции освещены и в работах по статистическому управлению многомерными процессами на базе карт контроля [4, 5], а также в работах, посвященных прикладным задачам статистического анализа контролируемых временных рядов и оптимизации альтернативных решений [6, 7].

Однако, в большинстве задач планирования контроля процессами, последние принимаются стационарными, задается вероятность ошибки только первого рода, а вероятностная модель факторного влияния во всех случаях — параметрическая. Эта же модель используется и в процедурах контроля нестационарности [8].

## ВЕРОЯТНОСТНАЯ МОДЕЛЬ НЕСТАЦИОНАРНОСТИ

Пусть  $x(t)$  — контролируемый на отсутствие или наличие выбросов процесс случайного изменения во времени компоненты загрязнения  $X$ .

Пусть  $A$  — влияющий на компоненту  $X$  фактор, уровни которого представляют собой случайные независимые величины.

Изменение уровней фактора  $A$  во времени вызывает появление у процесса  $x(t)$  нестационарности по математическому ожиданию.

Пусть  $K$  — число случайных уровней фактора  $A$ . Выделим  $K$  групп последовательных результатов измерения процесса  $x(t)$ , соответствующих  $K$  уровням фактора  $A$ , по  $n$  измерений в каждой группе.

Модель группированных результатов измерений представим суммой

$$x_{ji} = \bar{x} + U_i + Z_{ji}, \quad (1)$$

где  $U_j$  — отклонение  $x_{ji}$  от общего среднего  $\bar{X}$ , обусловленное влиянием фактора  $A$ ;  $Z_{ji}$  — случайное остаточное отклонение;  $j = \overline{1, K}$ ;  $i = \overline{1, n}$ .

Требования к случайным отклонениям  $U_j$  и  $Z_{ji}$ : равенство нулю математических ожиданий и постоянство их дисперсий, равных, соответственно,  $\sigma_u^2$  и  $\sigma_z^2$ . Дисперсионное разложение полной суммы  $Q$  квадратов отклонений  $x_{ji}$  от общего среднего  $\bar{X}$

$$Q = Q_1 + Q_2$$

позволяет оценить средний квадрат отклонения между группами

$$\overline{Q}_1 = \frac{n}{(K-1)} \sum_{j=1}^K (\overline{x}_j - \overline{x})^2,$$

а также — средний квадрат внутри групп

$$\overline{Q}_2 = \frac{n}{(N-K)} \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^n (x_{ji} - \overline{x}_j)^2,$$

где  $\overline{x}_j$  — среднее в той  $j$ -й группе;  $N = nk$ .

**Выбор параметров плана контроля.** Рассмотрим реальный случай, когда  $X(t)$  нестационарен по математическому ожиданию на всем периоде наблюдения, причем уровень этой нестационарности может изменяться в пределах периода ( $U_j \neq 0$  для всех  $j = 1, K$  выражение (1)). Введем основную  $H_0$  и альтернативную  $H_1$  гипотезы:

$$H_0 : \sigma_U^2 = \sigma_{U_0}^2, \quad H_1 : \sigma_U^2 = \sigma_{U_1}^2 > \sigma_{U_0}^2.$$

Критериальная статистика

$$F = \frac{\overline{Q}_1}{\overline{Q}_2} \tag{2}$$

позволяет проверить справедливость любой из гипотез  $H_0$  или  $H_1$ . Следует отметить, что эта статистика является случайной величиной с центральным  $F$ -распределением (с  $(K-1)$  и  $(N-K)$  степенями свободы), но умноженной на соответствующую постоянную [9]:

- при справедливости гипотезы  $H_0$ :

$$F = F_{(K-1);(N-K)} [1 + n(\sigma_{U_0}^2 / \sigma_Z^2)]; \tag{3}$$

- при справедливости гипотезы  $H_1$ :

$$F = F_{(K-1);(N-K)} [1 + n(\sigma_{U_1}^2 / \sigma_Z^2)]. \tag{4}$$

Пусть  $f(F/H_0)$ ,  $f(F/H_1)$  — условные плотности распределения критериальной статистики  $F$  при справедливости основной и альтернативной гипотезы соответственно. Введем критическую статистику  $F_K$  такую, которая обеспечивает выполнение неравенств

$$\int_{F_K}^{\infty} f(F/H_0) dF \leq \alpha, \tag{5}$$

$$1 - \int_0^{F_K} f(F/H_1) dF \geq 1 - \beta, \tag{6}$$

где  $\alpha$  и  $\beta$  вероятности ошибок контроля, соответственно, первого и второго рода.

Введем в рассмотрение процентные точки  $F_{(K-1),(N-K),(1-\alpha)}$  и  $F_{(K-1),(N-K),\beta}$  [9] для  $F$ -распределения. Тогда неравенства (5) и (6) примут вид

$$F_{(K-1),(N-K),\beta} \geq F_K [1 + n(\sigma_{U_1}^2 / \sigma_Z^2)], \quad (7)$$

$$F_{(K-1),(N-K),(1-\alpha)} \leq F_K [1 + n(\sigma_{U_0}^2 / \sigma_Z^2)]. \quad (8)$$

Из неравенств (7) и (8) следует совместное неравенство

$$[1 + n(\sigma_{U_1}^2 / \sigma_Z^2)] \cdot F_{(K-1),(N-K),(1-\alpha)} \leq F_K \leq [1 + n(\sigma_{U_0}^2 / \sigma_Z^2)] \cdot F_{(K-1),(N-K),\beta}. \quad (9)$$

Значение  $F_K$ , удовлетворяющее последнему неравенству, соответствует выполнению условия

$$\frac{F_{(K-1),(N-K),(1-\alpha)}}{F_{(K-1),(N-K),\beta}} \leq \left[ \frac{1 + n(\sigma_{U_1}^2 / \sigma_Z^2)}{1 + n(\sigma_{U_0}^2 / \sigma_Z^2)} \right], \quad (10)$$

которое при увеличении  $n$  превращается в базовое условие планирования числа групп измерений

$$\frac{\chi^2_{(K-1),(1-\alpha)}}{\chi^2_{(K-1),\beta}} \leq \frac{\sigma_{U_1}^2}{\sigma_{U_0}^2}. \quad (11)$$

Условию (11) удовлетворяет минимально возможное число групп  $K_{\min}$ , для которого отношение соответствующих процентных точек  $\chi^2$ -распределения не превышает отношения

$$\frac{\sigma_{U_1}^2}{\sigma_{U_0}^2} = \delta^2. \quad (12)$$

Выражения (11) и (12) позволяют по заданным рискам  $\alpha$  и  $\beta$  и отношению  $\delta$  выбирать минимально возможное  $K_{\min}$  число групп результатов измерений (фактически — длительность окна наблюдения при скользящем контроле локальных изменений стабильности процесса). Нахождение  $K_{\min}$  проводится, например, по таблице процентных точек  $\chi^2$ -распределения [9].

В табл. 1 представлены значения минимального числа групп результатов измерений для заданных  $\delta$  и рисков контроля  $\alpha$  и  $\beta$ .

**Таблица 1.** Значения минимального числа  $K_{\min}$  групп измерений для заданных  $\delta$ ,  $\alpha$  и  $\beta$

$\frac{\sigma_{U_1} = \delta}{\sigma_{U_0}}$	$K_{\min}$		
	$\alpha = \beta = 0,1$	$\alpha = \beta = 0,05$	$\alpha = \beta = 0,01$
1,5	22	35	68
2	9	14	25
2,5	7	9	16
3	5	7	12

Из табл. 1 видно, что для повышения чувствительности контроля выбросов (уменьшение отношения  $\bar{b}$ ) необходимо увеличивать число групп  $K$ . Количество же измерений  $n$  внутри этих групп роли не играет. Главное, чтобы  $n$  было не менее двух [9].

### ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЕ СРАВНИТЕЛЬНОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ ПЛАНА КОНТРОЛЯ

Для проверки чувствительности к кратковременным выбросам модели компонент дисперсий были использованы результаты ( $N = 6150$ ) измерений для пяти компонент загрязнения атмосферы: пыль,  $\text{NO}_x$ ,  $\text{SO}_2$ ,  $\text{CO}$ ,  $\text{O}_2$  тепловой электростанцией.

В табл. 2 даны результаты оценивания  $\delta$ ,  $K_{\min}$ , а также  $F$ -статистики (2) при отсутствии ( $H_0$ ) и наличии ( $H_1$ ) одиночного выброса в одной из групп, если  $n = 24$ . Оценивание значений  $F$ -статистик велось по формуле (2) по рассчитанным средним квадратам  $\bar{Q}_1$  и  $\bar{Q}_2$ . Последний может использоваться и в качестве оценки шумовой составляющей  $\sigma_z^2$ .

Для примера выбирались группы, с наличием в них выброса, амплитуда которого отличалась не более, чем на 10–20% от амплитуд в остальных группах массива результатов измерений. Следует отметить, что эти результаты предшествовали появлению выброса с превышением норм ПДВ и более значительной амплитудой 150% и более.

Результаты измерений значений компонент загрязнения представлены на рис. 1.

**Таблица 2.** Оценки параметров плана контроля выбросов

Компоненты загрязнения	Среднее значение $\delta$	$K_{\min}$ , $\alpha = \beta = 0,1$	$F$ -статистика (2)	
			Отсутствие выброса	Наличие выброса
Пыль,	3,5	4	12,504	21,041
$\text{NO}_x$	3,6	4	12,732	30,253
$\text{SO}_2$	7,8	3	60,963	214,845
$\text{CO}$	2,6	6	6,661	19,011
$\text{O}_2$	1,5	22	2,249	10,154

Из табл. 2 видно, что контроль с использованием модели компонент дисперсий наиболее чувствителен и эффективен при обнаружении выбросов  $\text{SO}_2$  и  $\text{NO}_x$ . Чувствительность данной модели контроля к выбросам  $\text{O}_2$  — минимальна (очень высока шумовая составляющая  $\sigma_z^2$ , практически равная  $\sigma_{U_0}^2$ ). Кроме этого, следует отметить, что у компоненты  $\text{O}_2$  одиночные выбросы практически отсутствовали.

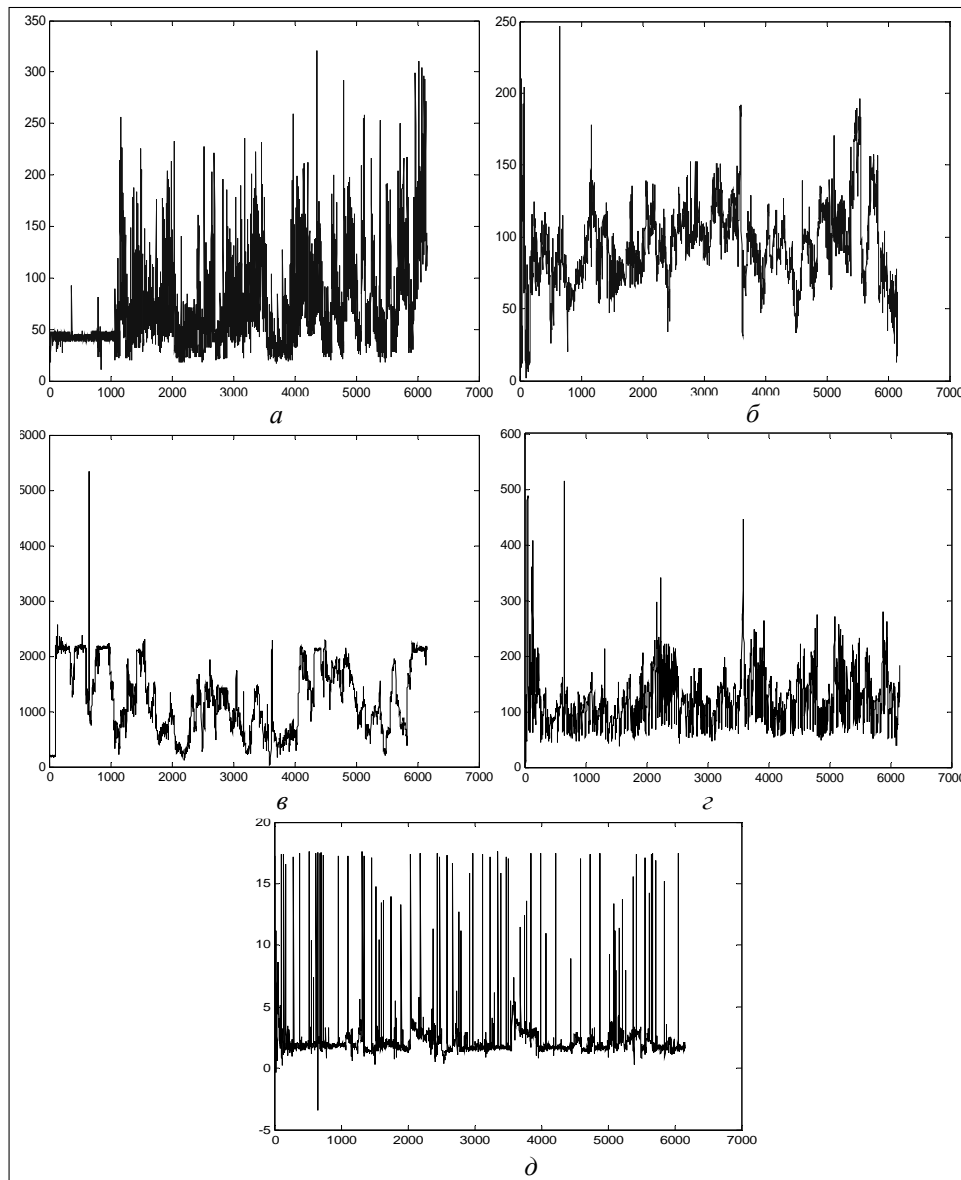


Рисунок. Результаты измерений значений компонент загрязнения: *a* — пыль; *б* —  $\text{NO}_x$ ; *в* —  $\text{SO}_2$ ; *г* —  $\text{CO}$ ; *д* —  $\text{O}_2$

## ВЫВОДЫ

1. Предлагаемая модель планирования числа измерений для задач контроля, основанная на использовании дисперсионного анализа группированных результатов измерительного мониторинга, может дополнять существующие процедуры измерительного контроля превышений норм ПДВ, повышая их чувствительность и надежность.

2. Предлагаемая модель позволяет обоснованно планировать риски контроля и объемы измерений, обеспечивая заданную чувствительность в выбранном интервале (окне) наблюдения за процессами загрязнения.

3. Предлагаемая модель позволяет оценивать минимально допустимые объемы измерений при заданных рисках контроля.

4. Предлагаемая модель наиболее эффективна при обнаружении кратковременных выбросов процессов загрязнения, когда локальные изменения нестационарности последних по математическому ожиданию характеризуются случайными величинами своих изменений.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. ДСТУ 9420-03. Вибірковий приймальний контроль. Плани контролю за альтернативними ознаками. — К.: Держспоживстандарт, 2003. — 52 с.
2. Безродный Б.Ф., Матвеев С.В. Последовательная процедура параметрического контроля с ограничением на апостериорные вероятности ошибок // Контроль. Диагностика. — 2007. — №1 (103). — С. 54–57.
3. Метрологічне забезпечення вимірювань і контролю: навч. посіб. / [Володарський Є.Т., Кухарчук В.В., Поджаренко В.О., Сердюк Г.Б.]. — Вінниця: Велес, 2001. — 219 с.
4. Захожай В.Б. Статистика якості: підруч. для студ. вищ. навч. закл. / В.Б. Захожай, А.Ю. Чорний. — К.: МАУП, 2005. — 576 с.
5. ДСТУ 8286-03. Контрольні карти Шугарта. Держспоживстандарт, 2003. — 32 с.
6. Meson R.L., Young J.C. Futocorellation in Multivariate Processes // Statistical Monitoring and Optimization for Process Control / Ed. By S. Park, G.Vining. — NY: Marcel Dekker Inc., 1999. — P. 233–239.
7. Малайчук В.П. Інформаційно-вимірювальні технології неруйнівного контролю / В.П. Малайчук, О.В. Мозговой, О.М. Петренко. — Дніпропетровськ: РВВ ДНУ, 2001. — 240 с.
8. Обнаружение изменения свойств сигналов и динамических систем / [М. Басвиль, А. Вилски и др.]; пер. с англ. под ред. М. Басвиль, А. Банвениста. — М.: Мир, 1989. — 278 с.
9. Джонсон Н., Лион Ф. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке: Методы планирования эксперимента / Н. Джонсон, Ф. Лион; пер. с англ. под ред. Э.К. Лецкого. — М.: Мир, 1981. — 520 с.

Поступила 31.01.2014