

П.Ф. ЩАПОВ, к.т.н., доцент, **А.М. ГАЙДАШ**, ассистент,
В.В. МУЛЯРОВ, инженер (НПО «ЭКСТРУДЕР»), **А.М. ГОЛОВКО**,
студент, **А.И. КОРДЮМОВ**, ст. научн. сотрудр., г. Харьков.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ СЛУЧАЙНЫХ СИГНАЛОВ ПРИ КОНТРОЛЕ ПЕРЕХОДНЫХ ПРОЦЕССОВ

Представлена методика и результаты параметрического тестирования нестационарных по среднему значению случайных информационных сигналов, используемых при контроле технологических режимов.

A method and results of the parameter testing of mean value non-stationary random|accidental| informative signals, used at control of the technological modes|regime| is presented|represent|.

Постановка проблемы. При контроле объектов сложной физической природы измеряемые показатели контроля могут являться функциями времени наблюдения. Такие показатели, являясь физическими величинами, могут отражать априори неопределённые свойства объекта контроля. Это приводит к возникновению неопределённости в результатах множества последовательных измерений и позволяет представить такие результаты моделями нестационарных непрерывных случайных процессов с дискретным временем. Типичными представителями таких информационных сигналов являются динамические измеряемые показатели контроля технологических процессов. Использование таких сигналов затруднено из-за наличия систематических погрешностей измерительного преобразования и зависимости случайных погрешностей такого преобразования от вида состояния объекта контроля. Проблема повышения точности и достоверности контроля при использовании таких случайных сигналов – это проблема выбора вероятностной модели сигнала, включающей как систематическую, так и случайную составляющие неопределённости результатов измерений.

Анализ литературы. Исследованию информационных свойств динамических измерительных сигналов посвящён ряд работ [1, 2], связанных с построением системы контроля динамических режимов, когда моделью сигнала является случайный процесс, нестационарный по математическому ожиданию. Однако синтезированные информативные параметры таких моделей являются случайными величинами с нецентральными F – распределениями Фишера-Снедекора, для которых является проблематичным оценивание вероятностей ошибок первого и второго рода, а, следовательно, и достоверности процедуры контроля [3]. Трудность такого оценивания возрастает, когда контроль становится многоальтернативным [4].

Цель статьи заключается в обосновании выбора метода параметрического тестирования случайных, нестационарных по среднему значению сиг-

налов, используемых при многоальтернативном контроле динамических объектов.

Дисперсионное разложение случайного сигнала. Рассмотрим возможности дисперсионного анализа регрессионных моделей, характеризующих нестационарность по математическому ожиданию для случайных процессов в виде временных рядов, когда для получения информации о состоянии объекта контроля используют тестовые статистики односторонней классификации при двумерных наблюдениях. Такие статистики позволяют сравнивать уровни межгрупповой изменчивости кусочно-линейных моделей для трендов этих рядов и по величине уровня принять решение о виде состояния объекта контроля.

Достаточно общей математической (статистической или вероятностной) моделью информационного сигнала служит представление сигнала уравнением [5]:

$$Y_t = f(t) + U_t; \quad t = 1, 2, \dots, N, \quad (1)$$

где $f(t)$ – детерминированная (систематическая) последовательность наблюдений, U_t – случайная последовательность, t – момент наблюдения, N – общее число равноотстоящих друг от друга на оси времени моментов, наблюдений.

Условимся, что влияние времени t сказывается на изменении только систематической составляющей. Таким образом, временной ряд (1) является аналогом непрерывного, нестационарного по математическому ожиданию, случайного процесса с дискретным временем наблюдения. Остаточная дисперсия S^2 последовательности U_t постоянна во времени. Будем рассматривать $f(t)$ как возрастающую или убывающую функцию времени (тренд), так как предметом исследования являются переходные процессы изменения информационных сигналов технологического контроля, вызванные планируемым скачкообразным изменением режима производства, например, запуском технологической линии.

Проведем дисперсионный анализ вероятностной модели (1). Разобьем общее время наблюдения на K последовательных интервалов с n_j числом отсчетов ($j = \overline{1, K}$) в каждом таком интервале. Общее число отсчетов равно:

$$N = \sum_{j=1}^k n_j,$$

Используем кусочно-линейную аппроксимацию функции $f(t)$, представляя ее на K интервалах наблюдения линейными регрессиями:

$$E[Y_j / t] = A_j + B_j \cdot t, \quad (2)$$

где A_j, B_j – оценки параметров a_j, b_j модели наблюдения сигнала Y_t :

$$Y_{ji} = a_j + b_j \cdot t_{ji} + Z_{ji}, \quad (j = \overline{1, K}, i = \overline{1, n_j}),$$

где Z_{ji} – случайный остаток с дисперсией S^2 .

Рассмотрим основную линейную гипотезу порядка $2(K-1)$.

Но: $(a_1 = a_2 = \dots = a_k; b_1 = b_2 = \dots = b_k)$

Согласно [84] её можно разбить на три независимых части:

$$H_0^{(1)} : b_1 = b_2 = \dots = b_k ;$$

$H_0^{(2)}$ групповые средние лежат на прямой;

$H_0^{(3)}$ угловой коэффициент этой прямой равен b_c , причем $b_c = b_1 = \dots = b_k$.

Для проверки выдвинутых гипотез используем разложение суммы S квадратов отклонений наблюдений Y_{ji} от общего среднего \bar{Y} на пять слагаемых [6]:

$$S = S_0 + S_{WG} + S_G + S_W + S_R, \quad (3)$$

где суммы S_{WG} , S_G , S_W отражают неопределённость оценок A_j , B_j коэффициентов уравнения (2), $J = 1, 2, \dots, K$.

Использование стандартной модели дисперсионного анализа линейных регрессий (ковариационный анализ [6]), позволяет сформировать критерияльные F – статистики, которые могут являться информационными параметрами (показателями многопараметрового измерительного контроля [1, 2]):

$$F_W = S_W / [\bar{S}_R \cdot (K - 1)], \text{ гипотеза } H_0^{(1)}$$

$$F_G = S_G / [\bar{S}_R \cdot (K - 2)], \text{ гипотеза } H_0^{(2)} \quad (4)$$

$$S^2 F_{WG} = S_{WG} / \bar{S}_R, \text{ гипотеза } H_0^{(3)}$$

где $\bar{S}_R = S_R / (N - 2K)$ – оценка остаточной дисперсии S^2 .

Модель параметрического контроля. Сформируем пространство информационных признаков. Представим, формально, задачу обнаружения технологических нарушений, как задачу классификации, решаемую в рамках дискриминантного анализа [2, 6]. Если рассматривать выбранные критерияльные F – статистики дисперсионного разложения (3) как случайные величины с условными законами распределения, определяемыми номером “ s ” вида состояния объекта контроля, то необходимо учитывать, что эти законы распределения зависят от числа степеней свободы и параметра нецентральности.

Введём L классов $\pi_0, \pi_1, \dots, \pi_{L-1}$, характеризующих нормальное (π_0) и ненормальное (с нарушениями) состояние π_1, \dots, π_{L-1} объекта контроля. Будем рассматривать F – статистики (4) как информационные сигналы (признаки): $X_1 = F_W, X_2 = F_G, X_3 = F_{WG}$. Пусть $f(x_s/\pi_r)$ – условная плотность распределения вероятности сигнала X_s , $S = 1, 2, 3$ для состояния $\pi_r = 0, 1, \dots, (L-1)$.

Если $F(X/\pi_r)$ – условная функция правдоподобия выборки $X = (x_1, x_2, x_3)$, где x_s – результат измерения значения сигнала X_s , то

$$F(X/p_r) = \prod_{S=1}^3 f(x_s/p_r) \quad (5)$$

Решение γ_j о том, что состояние объекта контроля является состоянием π_j принимают, если функция правдоподобия $F(X/\pi_r)$ – максимальна среди других функций (5), $r \neq j$.

Для расчета условных средних $m_s^{(r)}$ и дисперсий $D_s^{(r)}$, каждая из статистик (4) должна рассматриваться как случайная величина, имеющая нецентральное F – распределение Фишера-Снедекора с m_{1s} и m_{2s} степенями свободы и параметром нецентральности $I_s^{(r)}$.

Тогда $m_s^{(r)}$, $D_s^{(r)}$ и $I_s^{(r)}$ будут связаны соотношениями

$$m_s^{(r)} = \frac{m_2}{(m_2 - 2)} \left[1 + \frac{I_s^{(r)}}{m_1} \right], \quad (6)$$

$$D_s^{(r)} = \frac{2m_2^2}{(m_2 - 2)(m_2 - 4)} \left[\frac{(1 + 2I_s^{(r)})}{m_1} + \frac{(1 + I_s^{(r)})^2}{(m_2 - 2)} \right]. \quad (7)$$

Центральный момент третьего порядка статистики X_S равен

$$\vartheta_s^{(r)} = \frac{8m_2^3}{(m_2 - 2)(m_2 - 4)(m_2 - 6)} \left[\frac{(1 + 3I_s^{(r)})}{m_1^2} + \frac{3(1 + I_s^{(r)})(1 + 2I_s^{(r)})}{(m_2 - 2)m_1} + \frac{2(1 + I_s^{(r)})^3}{(m_2 - 2)^2} \right] \quad (8)$$

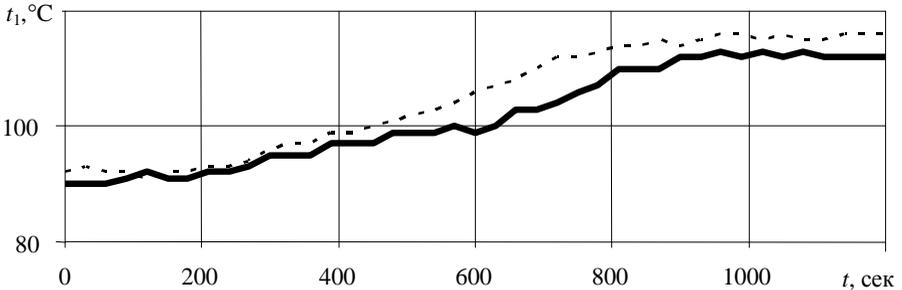


Рис. 1. Зависимость температуры t_1 от времени наблюдения t

Если оценить коэффициент асимметрии статистики X_S , то можно показать, что этот коэффициент практически равен нулю, если $m_1 > 4$, а $m_2 > 30$.

Тестирование реальных переходных режимов с использованием функции правдоподобия (5) показало эффективность применения статистик (4). На рис. 1 показано изменение температуры t_1 первой камеры нагрева технологической установки “Экструдер ЭК 1200/75” на начальном этапе горячего прессования при производстве растительного масла.

На рис. 1 пунктирная линия соответствует нормальному режиму работы, а сплошная линия – наличию технологического нарушения (влажность входного сырья на 1% ниже нормы).

В табл. 1 представлены типичные значения тестовых статистик (4), рассчитанных для трёх динамических показателей контроля (температуры двух камер нагрева и тока электродвигателя силового привода технологической установки).

Таблица 1. Значения тестовых статистик для состояний p_0 и p_1

Состояние объекта контроля	Температура t_1			Температура t_2			Ток I		
	$F_0^{(1)}$	$F_0^{(2)}$	$F_0^{(3)}$	$F_0^{(1)}$	$F_0^{(2)}$	$F_0^{(3)}$	$F_0^{(1)}$	$F_0^{(2)}$	$F_0^{(3)}$
p_0	4,83	48,64	18,48	15,87	597,92	68,91	0,353	0,86	1,26
p_1	13,99	130,67	30,03	42,91	311,86	34,86	0,276	6,48	1,04

Достоверность принятия решений по значениям статистик табл. 1 была не ниже 0,85.

Практические результаты. Описанная модель тестирования переходных режимов была использована при отладке технологических установок “Экструдер ЭК 1200/75” на предприятии НПО “Экструдер” г. Харьков, что сократило более чем в два раза время наладки установок.

Выводы. Экспериментальная проверка математической модели тестирования показала эффективность использования в качестве информационных сигналов тестовых F – статистик, что обеспечило достоверность контроля не ниже 0,85 для времени наблюдения t , не превышающего 10 минут. Рассмотренная модель тестирования позволяет получить информацию об изменении состояния объекта контроля за счёт конкретизации элементов случайной составляющей математической модели (1) результатов динамических измерений.

Список литературы: 1. *Щапов П.Ф., Муляров В.В.* Выбор информативных показателей технологического контроля на основе двумерных моделей дисперсионного анализа // Восточно-европейский журнал передовых технологий.– 2005. – №3/2(15).– С.46-49. 2. *Назаренко Л.А., Щапов П.Ф.* Оценка уровня относительной влажности сыпучих материалов по результатам теплофизического контроля технологических режимов масложировых экстракционных установок . V МНТК Метрологія та вимірювальна техніка (Метрологія - 2006), Наукові праці конференції у 2-х томах. –Том 1. – Харків, 2006. – С. 343-346. 3. *Pollard J.H.* A handbook of numerical and statistical techniques. Cambridge University Press: London – New York – Melbourne, 1976. – 344 p. 4. *Большевцев А.Д., Добрыдень В.А. и др.* Оценка качества контроля многопараметрических объектов. III МНТК «Метрологічне забезпечення в галузі електричних, магнітних та радіовимірювань». Том. 2, ХНДІМ. – 2000. – С. 128-130. 5. *Кенделл М., Стьюарт А.* Многомерный статистический анализ и временные ряды. – М.: Наука, 1976. – 736 с. 6. *Patnaik P.V.* The noncentral χ^2 and F-distributions and their approximations // *Biometrika.* – 1949. – vol. 36. – №2. – p. 202-232.

Поступила в редколлегию 29.12.08