

си організації роботи, а також позитивно вплине на розвиток співробітництва із закордонними партнерами й клієнтами.

У подальших дослідженнях планується створити єдину інформаційну базу даної компанії, що істотно полегшить працю працівників.

Література

1. Пшинько А.Н. Совершенствование организации переработки контейнеров на стыках разных видов транспорта // Транспорт. – 2006. - №28. – С. 70.

2. Логистика. Транспорт и склад в цепи поставок товаров. Учебно-практическое пособие. В.М. Курганов – М.: Книжный мир, 2006 – 432 с.
3. Бичківський Р. Управління якістю: Навч. посібник. – Л.: ДУ «Львівська політехніка», 2000. – 330 с.
4. Плужников К.И. Транспортное экспедирование: Учеб. - М.: Рос-Консульт, 1999. - 576 с.
5. Зеркалов Д.В., Коцюк О.Я. Нормативно-правовая основа вантажних перевезень. – К.: Науковий світ, 2001. – 64 с.

Розвинута наукова задача отримання додаткової інформації від випадкових вимірювальних сигналів при контролі теплових режимів технологічного устаткування. Доведено, що додаткову інформацію несуть статистики дисперсійного розкладання цих сигналів

Ключові слова: динамічний об'єкт контролю, випадковий вимірювальний сигнал

Рассмотрена научная задача получения дополнительной информации по случайным измерительным сигналам при контроле тепловых режимов технологической установки. Доказано, что дополнительную информацию несут статистики дисперсионного разложения этих сигналов

Ключевые слова: динамический объект контроля, случайный измерительный сигнал

The scientific challenge of obtaining additional information on the random measurement signals at the control of thermal conditions of the facility considered. It is proved that the additional information are statistical variance decomposition of these signals

Key words: dynamic object control, random measurement signal

УДК 620.179

ПОВЫШЕНИЕ ДОСТОВЕРНОСТИ КОНТРОЛЯ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ ТЕРМО- ДИНАМИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ

П. Ф. Шапов

Доктор технических наук, доцент, профессор*

Т. Г. Осина

Кандидат технических наук, доцент*

*Кафедра «Информационно-измерительные технологии и системы»

Национальный технический университет «Харьковский политехнический институт»

ул. Фрунзе, 21, г. Харьков, Украина, 61002

1. Постановка задачи

Отсутствие стандартных физических моделей динамических объектов с нормативными состояниями ставит под сомнение использование существующих тестовых и функциональных методов для контроля и диагностики, особенно при априорной неопределенности контролируемых измерительных сигналов [1].

Проблема повышения эффективности существующих систем контроля объектов с динамическими свойствами (дизельные двигатели тепловозов, многозонные проходные технологические агрегаты) может быть решена в рамках совершенствования информационных технологий, предусматривающих разработку статистических процедур принятия решений.

2. Анализ литературы

Достоверность измерительного контроля определяется адекватностью математических моделей информационных сигналов, используемых при обучении системы контроля [2]. Принятие решений о виде состояний объекта контроля осуществляются в рамках вероятностных моделей, например, теории статистических решений [3].

Цель статьи – показать статистически обоснованную возможность формирования информативных параметров случайных контролируемых сигналов, на основе ковариационного анализа результатов измерений температур в камерах нагрева маслоэкстракционных установок.

3. Вероятностная модель случайной последовательности двумерных наблюдений

Результат измерения температуры Y в момент времени t_i может быть представлен моделью:

$$y_i = y(t_i / \{a_i\}) + e_i \tag{1}$$

где $y(t_i / \{a_i\})$ - неслучайная функция времени (тренд) с фиксированным числом (L) параметров $\{a_i\}, i=1, L$; e_i - остаточное случайное отклонение от тренда.

Вид тренда определяется типом и характеристиками системы управления. Случайное отклонение e_i зависит, как от погрешности преобразования температуры в сигнал измерительной информации y_i , так и от неконтролируемых факторных влияний.

4. Ковариационный анализ вероятностной модели

Для обнаружения изменений параметров модели (1) рассмотрим ее как модель двумерных наблюдений, тестирование которой может быть осуществлено в рамках односторонней классификации, позволяющей проверить гипотезы о постоянстве параметров $\{a_i\}$ [6].

Разобьем общее время наблюдений на k последовательных интервалов с n_j числом отсчетов ($j=1, k$) в каждом интервале. Тогда общее число отсчетов равно:

$$N = \sum_{j=1}^k n_j, \tag{2}$$

Используем аппроксимацию функции $y(t_i / \{a_i\})$ на k интервалах наблюдения независимыми линейными регрессиями: $\hat{y}_j = A_j + B_j \cdot t$, где A_j, B_j – оценки параметров α_j, β_j регрессий, полученных по n_j двумерным наблюдениям:

$$y_{ji} = \alpha_j + \beta_j \cdot t_{ji} + z_{ji}, (j=1, k; i=1, n_j) \tag{3}$$

где z_{ji} – случайный остаток с дисперсией σ^2 .

Рассмотрим разложение суммы S квадратов отклонений наблюдений y_{ji} от общего среднего y на пять слагаемых [4]:

$$S = S_0 + S_{WG} + S_G + S_W + S_R \tag{4}$$

Результаты ковариационного анализа наблюдаемых температур y_{ji} модели (3), аппроксимирующей тренд $y(t_i / \{a_i\})$, можно представить табл. 1.

Таблица 1

Результаты ковариационного анализа случайной последовательности двумерных наблюдений

| Источник изменчивости модели (3) | Число степеней свободы | Сумма квадратов отклонений | Средний квадрат |
|---|------------------------|---|--------------------------------|
| Коэффициент B_0 | 1 | $S_0 = \omega_0 B_0^2$ | $\bar{S}_0 = S_0$ |
| Коэффициент B_c | 1 | $S_{WG} = \frac{\omega_c \omega_m}{\omega_0} (B_c - B_m)^2$ | $\bar{S}_{WG} = S_{WG}$ |
| Коэффициент B_m | $k-2$ | $S_G = \sum_{j=1}^k n_j [\bar{y}_j - \bar{y} - B_m (\bar{t}_j - \bar{t})]^2$ | $\bar{S}_G = \frac{S_G}{k-2}$ |
| Коэффициент $B_j (j=1, k)$ | $k-1$ | $S_W = \sum_{j=1}^k \omega_j (B_j - B_c)^2$ | $\bar{S}_W = \frac{S_W}{k-1}$ |
| Случайный остаток (отклонение e_i модели (1)) | $N-2k$ | $S_R = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} [y_{ji} - \bar{y}_j - B_j (t_{ji} - \bar{t}_j)]^2$ | $\bar{S}_R = \frac{S_R}{N-2k}$ |
| Общий | $N-1$ | $S = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ji} - \bar{y})^2$ | - |

В табл. 1:

\bar{y}, \bar{y}_j - общее и групповые средние измеряемых температур;

\bar{t}, \bar{t}_j - общее среднее и групповые средние значений времени наблюдения;

$$\omega_m = \sum_{j=1}^k n_j (\bar{t}_j - \bar{t})^2; \quad \omega_c = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} n_j (\bar{t}_{ji} - \bar{t}_j)^2;$$

$$\omega_0 = \omega_m + \omega_c; \quad B_c = M[B_j].$$

где B_0 – угловой коэффициент линейной регрессии, построенной по всему массиву из N парных наблюдений (y_{ji}, t_{ji}) ; $B_m = (\omega_0 \cdot B_0 - \omega_c \cdot B_c) / \omega_m$.

Тестовые статистики для проверки линейной гипотезы H_0 и её составляющих имеют вид:

$$\begin{cases} F_0 = (S_{WG} + S_G + S_W) / [2\bar{S}_R \cdot (k-1)], \\ F_0^{(1)} = \bar{S}_W / \bar{S}_R, \\ F_0^{(2)} = \bar{S}_G / \bar{S}_R, \\ F_0^{(3)} = \bar{S}_{WG} / \bar{S}_R. \end{cases} \tag{5}$$

Следует отметить, что статистики $F_0^{(1)}, F_0^{(2)}, F_0^{(3)}$ – независимы друг от друга в силу независимости составляющих разложений (4).

5. Синтез информативных параметров контроля

Смена состояний объекта контроля вызывает изменение соответствующих статистик $F_0^{(1)}, F_0^{(2)}, F_0^{(3)}$. При постоянстве среднего квадрата \bar{S}_R случайного остатка z_{ji} (3), из уравнений (5) следует, что информацию о виде состояний несут случайные S_{WG}, S_G, S_W дисперсионного разложения (4). В качестве примера используем сумму квадратов отклонений S_W для синтеза информативного параметра нестационарного измерительного сигнала.

Пусть ξ_1 и ξ_2 – среднее значение и дисперсия суммы квадратов S_W , имеющей, в общем случае, нецентральное распределение для которого

$$\xi_1 = (k-1)F_W \cdot \bar{S}_R; \quad (6)$$

$$\xi_2 = 2(k-1)(2F_W - 1) \cdot \bar{S}_R^2, \quad (7)$$

где $F_W = F_0^{(1)}$.

Проведем нормирование суммы S_W и получим критериальную статистику

$$T_W = \frac{S_W - \xi_1}{\sqrt{\xi_2}}. \quad (8)$$

Если обозначить через $\xi_1^{(0)}$ и $\xi_2^{(0)}$ среднее и дисперсию суммы S_W для состояния θ_0 , то из (8) следует, что

$$T_W = \frac{S_W - \xi_1^{(0)}}{\sqrt{\xi_2^{(0)}}}; \quad \xi_1^{(0)} = (k-1)F_W^{(0)} \cdot \bar{S}_R;$$

$$\xi_2^{(0)} = 2(k-1)(2F_W^{(0)} - 1) \cdot \bar{S}_R^2,$$

где $F_W^{(0)}$ – среднее значение статистики FW , когда объект контроля находится в состоянии θ_0 . В этом случае, среднее и дисперсия статистики TW соответственно равны

$$\begin{cases} m_T^{(0)} = 0, \\ D_T^{(0)} = 1. \end{cases} \quad (9)$$

Используя линейные преобразования случайной суммы S_W , можно показать, что если состояние объекта контроля изменится и станет θ_1 , то среднее значение статистики FW будет иметь величину $F_W^{(1)} \neq F_W^{(0)}$. Среднее и дисперсия критериальной статистики TW также изменятся и станут, соответственно:

$$m_T^{(1)} = \sqrt{\frac{k-1}{2}} \cdot \frac{F_W^{(1)} - F_W^{(0)}}{\sqrt{2F_W^{(0)} - 1}}; \quad (10)$$

$$D_T^{(1)} = \frac{2F_W^{(1)} - 1}{2F_W^{(0)} - 1}. \quad (11)$$

Из выражений (9), (10) и (11) следует, что статистика TW , выражение (8) меняет свое среднее значение и дисперсию при смене состояния объекта контроля, что позволяет использовать ее в качестве информативного параметра случайного измерительного сигнала, модель которого определяется уравнением (1).

6. Практические результаты

Использование информативного параметра TW , выражение (8), показало, что достоверность контроля термодинамического объекта, по сравнению с применением информативных параметров $F_0^{(1)}, F_0^{(2)}, F_0^{(3)}$, возросла от 0,62 до 0,8 при неизменности величин $N=42$, $k=6$, $n=7$ [4].

7. Выводы

1. Разработана математическая модель информативного параметра для контроля термодинамических объектов по нестационарным, аperiодическим по среднему значению, случайным измерительным сигналам.

2. Доказана эффективность использования такого информативного параметра в задачах уменьшения вероятности ошибок измерительного контроля и функциональной диагностики объектов со случайными свойствами.

Литература

1. Обнаружение изменения свойств сигналов и динамических систем: Пер. с англ./М. Басвиль, А. Вилски и др.; под ред. М. Басвиль, А. Банвениста. – М.: Мир, 1989. – 278 с.
2. Борисенко А.Н. Современные системы и средства контроля технического состояния дизельных двигателей [Текст] / А.Н. Борисенко, О.В. Лавриненко // Вестник НТУ «ХПИ». – Х.: НТУ «ХПИ», 2008. – № 56. – С. 26-33. – (Тематический выпуск «Автоматика и приборостроение»).
3. Малайчук В.П., Мозговой О.В., Петренко О.М. Информационно-вимірвальні технології неруйнівного контролю: Навч. посіб.– Дніпропетровськ: РВВ ДНУ, 2001. – 240 с.
4. Шапов П.Ф., Муляров В.В., Щемерова А.Ю. Формирование комплексных показателей технологического контроля с использованием тестовых статистик ковариационного анализа. // Вісник НТУ «ХПИ». – 2006. – № 9. – С. 133-138.