

МЕТОДИ І ЗАСОБИ НЕРУЙНІВНОГО КОНТРОЛЮ

УДК 621.396.6, 696.2

ИНФОРМАЦИОННЫЕ ПРИЗНАКИ И РЕШАЮЩИЕ ПРАВИЛА ДЛЯ ОБРАБОТКИ РЕЗУЛЬТАТОВ ТЕРМОГРАФИЧЕСКОГО КОНТРОЛЯ

В.А. Стороженко, С.Б. Малик, А.В. Мягкий

*Харьковский национальный университет радиоелектроники, пр. Ленина, 14, 61166,
г. Харьков, тел (8-057) 70-21-345, e – mail: fizika@kture.kharkov.ua*

Розроблений підхід до визначення дефектності вузлів контрольованого обладнання, оснований на статистичній обробці результатів термографічного контролю. Запропоновані інформаційні ознаки і вирішальні правила для проведення обробки результатів контролю, що враховують ймовірність помилок першого і другого роду. Підхід апробований на газомоторних компресорах типу 10ГКН.

Разработан подход к определению дефектности узлов контролируемого оборудования, основанный на статистической обработке результатов термографического контроля. Предложены информационные признаки и решающие правила для проведения обработки результатов контроля, учитывающие вероятность ошибок первого и второго рода. Подход апробирован на газомоторных компрессорах типа 10ГКН.

An approach to determination of imperfectness of monitoring equipment knots is developed, which based on statistical treatment of thermographic control results. Informative signs and decision rules are offered for a leadthrough treatments of control results, taking into account probability of errors of the first and second kind. Approach is approved on the gas-engine compressors of type of 10GKN].

Термография основана на измерении избыточного температурного поля, возникающего на поверхности объекта контроля вследствие его функционирования. Регистрация температурного поля производится с помощью специального прибора – тепловизора – в виде термограмм, позволяющих обнаружить локальные аномалии температурного поля на поверхности объекта контроля (ОК).

Чтобы связать эти температурные аномалии с показателями качества ОК, необходима обработка полученных термограмм, которая обычно осуществляется с помощью встроенного в тепловизор стандартного программного обеспечения. При этом задачами обработки является улучшение визуальной информативности термограмм, для чего используются различные палитры, фильтрация, выбор определенного температурного диапазона и т.д.

Однако такие методы обработки термограмм не позволяют решить задачу неразрушающего контроля - сделать заключение о соответствии ОК требуемому уровню качества, т.е. выявить скрытые дефекты.

Целью настоящей работы является создание метода обработки результатов термографического обследования, основанного на выборе соответствующих информативных признаков, построении эталона качества и формировании решающего правила для разбраковки ОК по результатам его сравнения с эталоном.

Рассмотрение этой задачи было проведено на примере конкретного объекта – газомоторного компрессора типа 10ГКН, используемого на ряде компрессорных станций Украины.

Важной особенностью этого ОК является наличие достаточного количества однотипных узлов, у которых температурные режимы эксплуатации весьма близки. Поэтому выявить предположительно дефектный узел можно в принципе путем сравнения термограмм этих узлов [1,2].

Однако, как показали результаты предварительных исследований [1,2], при этом сильно сказываются такие мешающие факторы, как: неточность позиционирования тепловизора при термографировании, неоднородность

поверхности по излучательной способности, наличие засветки от внешних источников.

Поэтому в настоящих исследованиях было предложено проводить сравнение не температурных полей, а их гистограмм [3], более устойчивых к влиянию помех.

В качестве примера на рис. 1 приведены гистограммы температурных полей передних пар нагнетательных клапанов компрессорных цилиндров.

Из рис. 1 видно, что гистограммы отличаются друг от друга по следующим характеристикам: форма, размещение на оси температур и содержание фона (высота пика). Резкое отличие наблюдается для клапана №4.

Для количественного описания отличий между гистограммами предлагается ввести информативные признаки.

Признаком, учитывающим отличие гистограмм по форме, может служить конъюнкция, известная из теории анализа изображений [4]:

$$D1 = \sum_{i=1}^N |H(i) - H_{ref}(i)|, \quad (1)$$

где $H(i)$ – i -ый элемент гистограммы анализируемой термограммы, $H_{ref}(i)$ – i -ый элемент гистограммы эталонной термограммы, N – количество элементов разложения термограммы.

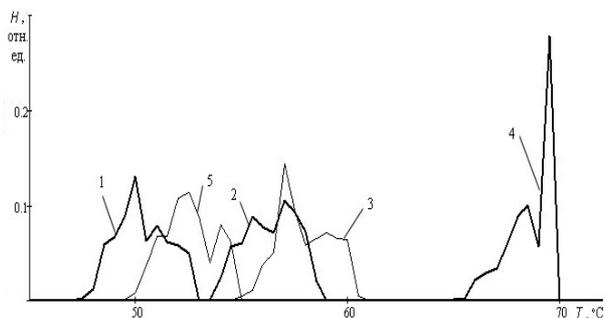


Рисунок 1 – Огибающие гистограмм различных (1÷5) нагнетательных клапанов

Причем, целесообразнее использовать модификацию этого признака – вычисление расстояния между гистограммами анализируемой и эталонной термограмм на основании поэлементного сравнения гистограмм с учетом соседних элементов [5], что позволяет уменьшить влияние более слабых различий. Для каждого элемента гистограммы вычисляется не одна, а три разности:

$$D1a = \sum_{i=1}^N \min \left(\begin{array}{l} |H(i) - H_{ref}(i-1)|, \\ |H(i) - H_{ref}(i)|, |H(i) - H_{ref}(i+1)| \end{array} \right). \quad (2)$$

Информационным признаком, учитывающим отличие гистограмм по содержанию фона, может являться соотношение [6]

$$D2 = |\Pr(H) - \Pr(H_{ref})|, \quad (3)$$

где $\Pr(H)$, $\Pr(H_{ref})$ – значения максимального пика полученной гистограммы анализируемого и эталонного изображений.

Третьим признаком, учитывающим положение гистограммы на оси температур, может являться известный в математической статистике критерий Крамера-Уэлча [6], который рассчитывается по формуле:

$$D3 = \frac{\sqrt{nm}(\mu(X) - \mu(X_{ref}))}{\sqrt{n\sigma^2(X) + m\sigma^2(X_{ref})}}, \quad (4)$$

где $\mu(X)$, $\mu(X_{ref})$ – математические ожидания анализируемого и эталонного изображений; $\sigma(X)$, $\sigma(X_{ref})$ – среднеквадратические отклонения анализируемого и эталонного изображений; $n \times m$ – размер изображений.

Для использования предложенных признаков (2)÷(4) при проведении разбраковки необходимо наличие эталона (термограммы заведомо бездефектного узла). На практике выделение такого узла на реальном ОК весьма проблематично, что приводит к выводу о необходимости виртуального эталона.

Такой эталон (эталонная термограмма) был получен усреднением термограмм однотипных узлов [8]. По этому принципу были получены термограммы для каждого типа узла компрессора.

Учитывая, что статистическая выборка, полученная по 5÷10 однотипным узлам, является малой выборкой, при формировании эталона были исключены недетерминированные выбросы.

Для формирования критериев дефектности по каждому из вышеизложенных информационных признаков ($D1a$, $D2$ и $D3$) был проведен анализ их распределения, которые оказались близки к нормальному закону, а это позволило использовать для критерия дефектности правило «двух сигм» [9]:

$$(D1a)_i \geq \mu_{D1a} + 2\sigma_{D1a}$$

$$(D2)_i \geq \mu_{D2} + 2\sigma_{D2}, \quad (5)$$

$$(D3)_i \geq \mu_{D3} + 2\sigma_{D3},$$

где $(D1a)_i$, $(D2)_i$, $(D3)_i$ – значения признаков $D1a$, $D2$ и $D3$ соответственно для i -го контролируемого узла; μ_{D1a} , μ_{D2} , μ_{D3} – их математические ожидания по всей совокупности проконтролированных узлов; σ_{D1a} , σ_{D2} , σ_{D3} – среднеквадратические отклонения признаков $D1a$, $D2$ и $D3$ соответственно.

Апробация этих критериев дефектности на термограммах узлов ГМК 10ГКН показала существенные расхождения результатов разбраковки по каждому из них в отдельности. Например, по критерию $D1a$ было забраковано 4 всасывающих клапана, а по критерию $D3$ два из них были признаны годными.

Таким образом, использование только одного критерия из рассмотренных может вызвать появление значительных ошибок второго рода при разбраковке. Поэтому в качестве критерия дефектности целесообразнее использовать интегральный критерий подобия I . Этот критерий объединяет в себе оценку по всем 3 рассмотренным признакам ($D1a$, $D2$, $D3$), которые являются практически некоррелированными между собой (расчет парных коэффициентов корреляции дал такие результаты: $k_{D1a,D2} = 0,4$; $k_{D2,D3} = 0$; $k_{D1a,D3} = 0,1$).

Предложенный интегральный критерий I имеет вид:

$$I = (D1a^*)^2 + (D2^*)^2 + (D3^*)^2, \quad (6)$$

где $D1a^*$, $D2^*$, $D3^*$ – стандартизованные значения признаков $D1a$, $D2$, $D3$.

Согласно [9] стандартизованные величины определяются соотношениями:

$$\begin{aligned} D1a^* &= \frac{D1a - \mu_{D1a}}{\sigma_{D1a}}, \\ D2^* &= \frac{D2 - \mu_{D2}}{\sigma_{D2}}, \\ D3^* &= \frac{D3 - \mu_{D3}}{\sigma_{D3}}. \end{aligned} \quad (7)$$

Поскольку распределение критерия I (6) является согласно [9] распределением «хи-квадрат» с тремя степенями свободы, то для

определения его критического значения при заданном значении доверительной вероятности (ошибки первого рода) можно использовать справочные таблицы этого распределения. В частности, для уровня ошибок первого рода $\alpha = 0,05$ из [10] находим критическое значение $I_{\alpha} = 7,81$.

Таким образом, с учетом (6) и (7) для разбраковки узлов газоперекачивающих агрегатов решающее правило имеет условие:

$$I = \left(\frac{D1a - \mu_{D1a}}{\sigma_{D1a}} \right)^2 + \left(\frac{D2 - \mu_{D2}}{\sigma_{D2}} \right)^2 + \left(\frac{D3 - \mu_{D3}}{\sigma_{D3}} \right)^2 > 7,81. \quad (8)$$

Проведенные расчеты по (6÷8) указали на дефектность 6-ти узлов из 104 рассмотренных, т.е. максимальная ошибка первого рода составила $\alpha = 0,06$.

Ввиду отсутствия фактических данных о дефектности контролируемых узлов (для этого необходимо провести полную разборку компрессоров), оценить по полученным данным ошибку второго рода (β) не представлялось возможным. Хотя известно [11], что между α и β имеется взаимосвязь: чем больше α , тем меньше значение β и наоборот.

Поэтому на дальнейшее можно сделать вывод, что в зависимости от производственных требований (минимизация ошибки какого рода важнее) критическое значение I в формуле (8) может корректироваться. В частности, если важна минимизация ошибки второго рода, то при расчете средних значений и среднеквадратических отклонений признаков $D1a$, $D2$, $D3$ следует исключать из рассматриваемой выборки экстремальные (выходящие за интервал 2σ) значения этих признаков.

Результаты разбраковки узлов по решающему правилу (8) с учетом минимизации ошибки второго рода указали на дефектность 21 узла из 104 рассматриваемых. Это означает, что максимальная ошибка первого рода составляет 0,2; но значение ошибки второго рода минимизировано.

ВЫВОДЫ

Результаты данной работы являются первым шагом на пути построения «термографической дефектоскопии» для различных типов оборудования, имеющих набор однотипных узлов. Действительно, разработанные информационные признаки, виртуальные эталоны и решающие правила для

определения дефектности узлов контролируемого оборудования позволяют использовать термографию не только для определения мест локальных температурных аномалий, но и для проведения разбраковки контролируемых узлов. Окончательный вывод о достоверности предложенного подхода может быть сделан после накопления достаточного фактического материала по результатам регламентных работ (разборки оборудования), но заложенная в решающее правило гибкость по минимизации ошибок первого или второго рода позволяет считать его дееспособным.

Литература

1. Стороженко В.О., Саприкін С.О., Мешков С.М., Орел Р.П. Застосування термографії для діагностики технічного стану газоперекачувального обладнання // Методи та прилади контролю якості. – 2007. – № 18. – С. 7-9.

2. Стороженко В.А., Сапрыкин С.А., Мешков С.Н., Гарагуль А.А., Малик С.Б., Орел Р.П. Температурная диагностика газокompрессорных агрегатов ГМК 10ГКН термографическим методом // Збірник тез доповідей 5-ої Міжнародної науково-технічної конференції «Сучасні прилади, матеріали і технології для неруйнівного контролю і технічної діагностики машинобудівного і нафтогазопромислового обладнання», м. Івано-Франківськ, 2-5 грудня 2008р. – С. 76-79.

3. Малик С.Б. Статистический подход к выбору критерия дефектности узлов силовых агрегатов по результатам термографирования // Прикладная радиоэлектроника. – 2008. – Том 7. – №4. – С. 224-226.

4. Шозда Н.С. Сравнительный анализ систем контекстного поиска изображений // Наукові праці Донецького державного технічного університету. Серія:

"Інформатика, кібернетика та обчислювальна техніка", випуск 6. –Донецьк: ДонДТУ.– 1999. – С. 151-156.

5. Байгарова Н. С., Бухштаб Ю. А., Евтеева Н. Н., Корягин Д. А. Некоторые подходы к организации содержательного поиска изображений и видеоинформации. – М.: Институт прикладной математики, 2002. – 24 с.

6. Пономаренко Н.Н., Лукин В.В., Абрамов С.К., Зеленский А.А. Меры подобия изображений для поисковых систем // Радиоэлектронные и компьютерные системы. – 2007. – N2 (21). – С. 49-58

7. Новиков Д.А., Новочадов В.В. Статистические методы в медико-биологическом эксперименте (типовые случаи). – Волгоград: Издательство ВолГМУ, 2005. – 84 с.

8. Xavier P. V. *Maldague Theory and Practice of Infrared Technology for Nondestructive Testing.* - John Wiley & Sons, Inc., 2001, P. 684.

9. Robert L. Mason, Richard F. Gunst, James L. Hess *Statistical Design and Analysis of Experiments With Applications to Engineering and Science. Second Edition - A John Wiley & Sons Publication, 2003 – 746 p.*

10. Корн Г., Корн Т. *Справочник по математике (для научных работников и инженеров).* – М.: Наука, 1978. – 832 с.

11. Кобзарь А. И. *Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников.* - М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. - 816 с.

Поступила в редакцію 27.03.2009р.

Рекомендував до друку докт. техн. наук, проф. Невлюдов І.Ш.