

ДИАГНОСТИРОВАНИЕ ПРОМЕЖУТОЧНЫХ СОСТОЯНИЙ МЕХАНИЧЕСКОГО ОБОРУДОВАНИЯ ПО ПАРАМЕТРАМ ВЫСОКОЧАСТОТНОЙ ВИБРАЦИИ

Воронцов А.Г.

Донецкий национальный технический университет, г. Донецк
кафедра автоматики и телекоммуникаций

E-mail: vag@fcita.dn.ua

Abstract

Vorontsov A.G. Diagnosis of intermediate states of mechanical equipment on the parameters of high frequency vibration. From minimum-risk criterion the computations for designing algorithm of return diagnosis the current technical condition or mechanical equipment are development.

Общая постановка проблемы. Современные информационно-измерительные системы (ИИС), обеспечивающие извлечение и обработку виброметрических данных о текущем состоянии механического оборудования, позволяют осуществлять непрерывный мониторинг машин с диагностированием практически всех стадий их жизненного цикла, начиная от ввода в эксплуатацию и полной работоспособности до необратимых изменений и полной выработки ресурса. При этом основным инструментом диагностирования промежуточных состояний машин, как правило, являются предельные маски, определяющие пограничные значения диагностических параметров [1]. Уровни параметров, задаваемые масками, целиком определяют качество диагностирования и, в частности, достоверность диагностики. Значения уровней предельных масок формируются опытным путем для машин рассматриваемого класса на основе экспертных оценок и, зачастую, носит субъективный характер. С другой стороны, статистические данные из опыта эксплуатации оборудования могут быть использованы для обоснования пограничных уровней масок методами статистических оценок исходя из объективных критериев обеспечения минимальных потерь от ошибочных диагнозов. Кроме того, указанный подход к формированию уровней и процедур принятия диагностических решений, дает возможность формализовать алгоритм вынесения диагнозов на основе выбранного критерия оптимальности. Основой вышеупомянутых методов является многоальтернативное распознавание, когда из конкурирующих M гипотез, необходимо в соответствии с принятым критерием выбрать одну. Не смотря на то, что история исследований в этой области насчитывает десятилетия и предложены глубокие теоретические разработки, до настоящего времени не достаточно полно представлены результаты пригодные для синтеза на их основе многомерных устройств принятия решений по результатам измерений.

Постановка задач исследования. Целью работы является дальнейшее развитие метода в направлении получения математических моделей, удобных для дальнейшей алгоритмизации и реализации их в виде соответствующих программ.

Задачей данной работы является получение соотношений для построения алгоритма принятия диагностических решений, обеспечивающего минимизацию потерь от ошибок диагностирования при заданных характеристиках качества определения диагностических параметров.

Решение задач и результаты исследований. Структура ИИС диагностирования промежуточных состояний объектов механического оборудования, может быть представлена в виде, приведенном на рис.1. Измерительные средства ИИС формируют N диагностических параметров на основе измерений L физических величин, характеризующих текущее состояние D_j объекта диагностирования. На основе совместной обработки диагностических пара-

метров и K заданных предельных уровней выносится гипотетический диагноз H_i , который может быть как истинным, так и ошибочным.



Рис.1 Обобщенная структура ИИС диагностирования промежуточных состояний объектов механического оборудования

В основу исследования положен метод, предложенный в [2] и реализованный для числа состояний $M=3$. В данной работе исследование выполнено для произвольного, но ограниченного значения M . В этих условиях должны рассматриваться M^2 альтернатив диагнозов и учитываться потери C_{ji} от принятых решений ($i, j = 0, 1, 2, \dots, M-1$; здесь j - номер верной гипотезы, i -номер гипотезы, выбранной по результатам принятого решения). Причем, для технологических объектов, как правило, $C_{jj} \ll C_{ij}$ и оправдано использование критерия минимума среднего риска

$$\mathcal{R} = \sum_{i=0}^{M-1} \sum_{j=0}^{M-1} P_j C_{ij} \int_{Z_i} p_{r/H_j}(\mathbf{R}/H_j) d\mathbf{R} \rightarrow \min, \quad (1)$$

где P_j - априорная вероятность j -й гипотезы;

$p_{r/H_j}(\mathbf{R}/H_j)$ - апостериорная плотность распределения вероятности наблюдения \mathbf{R} при истинности гипотезы H_j ;

Z_i - область пространства наблюдений $Z = \sum_{i=0}^{M-1} Z_i$ в которой выбирается H_j .

В развернутом виде соотношение (1) приобретает следующую форму

$$\begin{aligned} \mathcal{R} = & P_0 C_{00} \int_{Z_0^*} p_{r/H_0}(\mathbf{R}/H_0) d\mathbf{R} + P_0 C_{10} \int_{Z_1} p_{r/H_0}(\mathbf{R}/H_0) d\mathbf{R} + \\ & + P_0 C_{20} \int_{Z_2} p_{r/H_0}(\mathbf{R}/H_0) d\mathbf{R} + \dots \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \dots + P_1 C_{01} \int_{Z_0} P_{r/H_1}(\mathbf{R}/H_1) d\mathbf{R} + P_1 C_{11} \int_{Z_1^*} P_{r/H_1}(\mathbf{R}/H_1) d\mathbf{R} + \\
 & + P_1 C_{21} \int_{Z_0} P_{r/H_1}(\mathbf{R}/H_1) d\mathbf{R} + \dots \\
 & \dots + P_{(M-1)} C_{0(M-1)} \int_{Z_0} P_{r/H_{(M-1)}}(\mathbf{R}/H_{(M-1)}) d\mathbf{R} + \\
 & + P_{(M-1)} C_{1(M-1)} \int_{Z_1} P_{r/H_{(M-1)}}(\mathbf{R}/H_{(M-1)}) d\mathbf{R} + \dots \\
 & \dots + P_{(M-1)} C_{(M-2)(M-1)} \int_{Z_{(M-2)}} P_{r/H_{(M-1)}}(\mathbf{R}/H_{(M-1)}) d\mathbf{R} + \dots \\
 & \dots + P_{(M-1)} C_{(M-1)(M-1)} \int_{Z_{(M-1)}^*} P_{r/H_{(M-1)}}(\mathbf{R}/H_{(M-1)}) d\mathbf{R}, \tag{2}
 \end{aligned}$$

где $Z_i^* = Z - \sum_{\substack{j=0 \\ j \neq i}}^{M-1} Z_j$.

Перегруппировав выражение (2) получим

$$\mathcal{R} = \sum_{i=0}^{M-1} \left[\int_{Z_i} I_i(\mathbf{R}) d\mathbf{R} + P_i C_{ii} \right], \tag{3}$$

где $I_i(\mathbf{R}) = \sum_{\substack{j=0 \\ i \neq j}}^{M-1} P_j (C_{ij} - C_{jj}) P_{r/H_j}(\mathbf{R}/H_j)$.

Средний риск принимает наименьшее значение, когда минимизируются слагаемые, входящие в выражение (3). Это означает, что реализации вектора наблюдения \mathbf{R} должна быть поставлена в соответствие область Z_i , в которой значение положительно определенной подынтегральной функции $I_i(\mathbf{R})$ наименьшее. С учетом последнего, условие принятия как истинной гипотезы H_i , может быть записано в виде

$$I_i(\mathbf{R}) < I(\mathbf{R}) = \bigcap_{\substack{k=0 \\ k \neq i}}^{M-1} I_k(\mathbf{R}) := H_i. \tag{4}$$

Если ввести отношение правдоподобия

$$\Lambda_i(\mathbf{R}) = \frac{P_{r/H_i}(\mathbf{R}/H_i)}{P_{r/H_0}(\mathbf{R}/H_0)},$$

то подынтегральная функция выражения (3) может быть преобразована к виду

$$I_i(\mathbf{R}) = P_{r/H_0}(\mathbf{R}/H_0) \sum_{\substack{j=0 \\ j \neq i}}^{M-1} P_j(C_{ij} - C_{jj}) \Lambda_j(\mathbf{R}). \quad (5)$$

С учетом этого условие (4) может быть развернуто в виде

$$I_i(\mathbf{R}) < I(\mathbf{R}) = \bigcap_{\substack{k=0 \\ k \neq i}}^{M-1} I_k(\mathbf{R}) = P_{r/H_0}(\mathbf{R}/H_0) \bigcap_{\substack{k=0 \\ k \neq i}}^{M-1} \sum_{\substack{j=0 \\ j \neq i \\ j \neq k}}^{M-1} P_j(C_{kj} - C_{jj}) \Lambda_j(\mathbf{R}) := H_i.$$

Откуда, принимая во внимание (5), получим

$$\sum_{\substack{j=0 \\ j \neq i}}^{M-1} P_j(C_{ij} - C_{jj}) \Lambda_j(\mathbf{R}) < \bigcap_{\substack{k=0 \\ k \neq i}}^{M-1} \sum_{\substack{j=0 \\ j \neq i \\ j \neq k}}^{M-1} P_j(C_{kj} - C_{jj}) \Lambda_j(\mathbf{R}) := H_i. \quad (6)$$

Запись (6) фактически означает выбор из $M - 2$ соотношений вида

$$\sum_{\substack{j=0 \\ j \neq i}}^{M-1} P_j(C_{ij} - C_{jj}) \Lambda_j(\mathbf{R}) < \sum_{\substack{j=0 \\ j, k \neq i \\ j \neq k}}^{M-1} P_j(C_{kj} - C_{jj}) \Lambda_j(\mathbf{R}), \quad (7)$$

$$k = 0, 1, 2, \dots, M - 1$$

соотношения с минимальной левой частью, которое и будет удовлетворять условию представляемого им неравенства соответствующего гипотезе H_i . Для всех других гипотез $H_{j \neq i}$ неравенства вида (7) выполняться не будут. Попутно заметим, что при замене в (7) знака неравенства на равенство получим соотношения, которые задают уравнения границ, разделяющих области решений Z_i в пространстве Z .

При известных значениях отношения правдоподобия Λ_j ($j = 0, 1, 2, \dots, M - 1$) проверка справедливости соотношений типа (7) для всех $M - 1$ значений j и выбор среди них значения $j = i$, при котором неравенство выполняется, составляет суть алгоритма принятия диагностического решения. Отношения правдоподобия могут быть получены на основе обработки результатов оценивания диагностических параметров, характеризующих текущее состояние объекта. Так, если вектор реализации \mathbf{R} представлен своими независимыми проекциями $\{r_0, r_1, r_2, \dots, r_n, \dots, r_{N-1}\}$, каждая из которых отождествляется со скалярной оценкой r_n с нормальным законом распределения

$$P_{r_n/H_j}(\mathbf{R}/H_j) = \frac{1}{\sigma_n \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(r_{n0} - r_n)^2}{2\sigma_n^2}\right), \quad (8)$$

где $P_{r_n/H_j}(\mathbf{R}/H_j)$ - плотность распределения вероятности случайной величины скалярной оценки диагностического параметра r_n ;

r_{n0} - математическое ожидание скалярной оценки r_n ;

σ_n - среднеквадратичное отклонение скалярной оценки r_n ,

то отношение правдоподобия Λ_j может быть получено из соотношения [3]

$$\Lambda_j = \frac{p_{r/H_j}(\mathbf{R}/H_j)}{p_{r/H_0}(\mathbf{R}/H_0)}, \quad (9)$$

где $p_{r/H_j}(\mathbf{R}/H_j) = \prod_{n=0}^{N-1} p_{r_n/H_j}(\mathbf{R}/H_j)$.

В качестве H_0 целесообразно принять «нулевую» гипотезу, соответствующую полной работоспособности диагностируемой машины. Вектор реализации $\mathbf{R} = \mathbf{R}_0$, составленный на скалярах диагностических параметров, должен быть получен при вводе машины в эксплуатацию и храниться в базе данных ИИС как эталон.

Для случая, когда погрешности определения скалярных оценок диагностических параметров r_n одинаковы и учитывая (8), получим

$$\Lambda_j = \exp \left\{ NE_0 - \sum_{n=0}^{N-1} \left[\left(\frac{r_{n0} - r_n}{2\sigma_n^2} \right)_{H_j} \right] \right\}$$

где $E_0 = \left(\sum_{n=0}^{N-1} \frac{(r_{n0} - r_n)^2}{2\sigma_n^2} \right)_{H_0}$ величина, вычисляемая получаемая по результатам оцени-

вания диагностических параметров при выполнении гипотезы H_0 .

Выводы

Получены соотношения для конструирования алгоритма вынесения диагнозов текущего технического состояния объектов механического оборудования исходя из критерия минимума среднего риска.

Структура алгоритма включает:

- вычисление отношения правдоподобия по результатам оценивания диагностических параметров, характеризующих текущее состояние объекта и параметров состояния для случая справедливости «нулевой» гипотезы, когда объект пребывает в состоянии полной работоспособности;

- проверку выполнения $M - 2$ неравенств и нахождения среди них i -го неравенства, выполняемого для заданных априорных вероятностей состояний P_j , стоимостей ошибок диагнозов C_{ji} и вычисленных отношений правдоподобия Λ_j .

Литература

1. Анжело М. Мониторизация механических колебаний машинного оборудования (перевод технического обзора). – Нерум.: Брюль и Кьер, 1987. – 15с.
2. Ван Трис Г. Теория обнаружения оценок и модуляции: В 2 т. – М.: Сов. радио, 1972. – Т.1: Теория обнаружения, оценок и линейной модуляции. – 744 с.
3. Зюко А.Г. Кловский Д.Д. и др. Теория электрической связи. Учебник для ВУЗов/ Под ред. Д.Д. Кловского.- М.: Радио и связь, 1999.