

УДК 004.315.5

**І. Г. Мілейко**

### **ЕВРИСТИЧНІ ВИМІРЮВАЛЬНІ ПРОЦЕДУРИ В ТЕХНІЧНОМУ ДІАГНОСТУВАННІ**

*Анотація.* Від персоналу, що працює на складних технічних об'єктах, вимагається накопичення значного обсягу знань, а також опанування вимірювальними процедурами щодо формалізації цієї інформації. Запропоновано низку евристичних процедур для формування баз знань при технічному діагностуванні.

**И. Г. Милейко**

### **ЭВРИСТИЧЕСКИЕ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЕ ПРОЦЕДУРЫ В ТЕХНИЧЕСКОМ ДИАГНОСТИРОВАНИИ**

*Аннотация.* От персонала, работающего на сложных технических объектах, требуется накопление большего объема знаний, а также владение измерительными процедурами для формализации этой информации. Предлагается ряд эвристических процедур для формирования баз знаний при техническом диагностировании.

**I. G. Milejko**

### **HEURISTIC PROCEDURES FOR MEASURING THE TECHNICAL DIAGNOSIS**

*Abstract.* Of staff working on complex technical facilities required to accumulate a large amount of vat-knowledge, and knowledge of measurement procedures for formalization of this information. A number of heuristics to generate knowledge bases for technical diagnosis.

Діагностування – одна з найбільш інтелектуальних процедур у процесі експлуатації складних технічних об'єктів (СТО). Проте при створенні об'єктів діагностування (ОД) знання щодо них, які вкладаються в алгоритми, програми та технічні засоби діагностування, часто виявляються недостатніми для забезпечення необхідного рівня готовності ОД в процесі його експлуатації. Це стосується таких ОД, як автономні вимірювальні системи. Такі ОД являють собою складні динамічні системи із значною структурою, часовою і функціональною надлишковістю та такі, що складаються з великої кількості елементів з різноманітними принципами дії, режимами роботи, процедурами обслуговування і умовами експлуатації.

Процеси деградації в елементах СТО мають різноманітні закономірності і часто недостатньо вивчені. Досить проблематичною є установка необхідних датчиків щодо забезпечення діагностування (навіть, якщо вони існують) на ряді елементів та організація інтерфейсу для передавання діагностичної інформації. Зазначене вище зумовлює обмеженість вихідної бази знань (БЗ) системи діагностування та призводить до знижен-

ня рівня достовірності рішень, що приймаються, про актуальні та прогнозні технічні стани ОД. Разом з тим ОД, що розглядаються, належать до об'єктів, які обслуговуються. В ході обслуговування цих ОД персоналом накопичується певний практичний досвід, використання якого під час виконання різноманітних завдань діагностування має суттєве значення. Тому важливою є можливість використання цих знань (суть евристичних) у процесі інтелектуальної підтримки процедури прийняття рішень щодо технічного стану ОД.

Спеціалісти, що входять до обслуговуючих бригад, при виконанні своїх функцій, завдяки органам слуху, зору, нюху та інших органів чуття, сприймають зміни рівнів вібрації, шуму, кольору, прозорості, запаху та інших параметрів ОД. Ними ж (спеціалістами) фіксується виникнення різного роду стуків, люфтів, зміна рівнів енергоспоживання та низки інших факторів, що відіграють суттєву роль у процесі визначення поточного та (або) прогнозного технічного стану і наступних експлуатаційних дій. Відображення у будь-якому формалізованому вигляді рівня зафіксованих спеціалістами змін значень параметрів елементів ОД практично реалізує процедуру вимірювання, в якій спеціалісти

© Мілейко І.Г., 2011

беруть на себе роль вимірювальних приладів.

У загальній теорії вимірювань [1] під **вимірювальною процедурою** розуміється операція порівняння об'єктів за деякими ознаками, що вміщує в собі визначення відношень між об'єктами та спосіб їх порівняння. При цьому під об'єктом мається на увазі рівень зумовленості (інтенсивності) будь якої властивості (якості).

Нехай  $S$  – множина рівнів зумовленості певної діагностичної ознаки, і на цьому рівні існує множина відносин  $R$ , наприклад, відносин домінування. Введемо множину  $L$  певних елементів (термінів, символів, найменувань) та множину  $Q$  відношень для неї, наприклад, відношень порядку, а також однозначне відображення  $g$  елементів множини  $S$  на множину  $L$ . Сукупність процедур формування вказаних множин, а також відображення  $g$  і являють собою процедуру вимірювання, а кортеж  $\{S, R, L, Q, g\}$  при цьому виступає як “шкали”.

Вимірювальна процедура (ВП), яка розглядається, характерна тим, що множини  $S, R, L, Q$  формуються спеціалістами обслуговуючих бригад (далі, для скорочення, будемо їх називати групою спеціалістів — ГС), та ними ж реалізується відображення  $g$ . Всі ці операції, завдяки вказаній особливості процедури, є по суті евристичними, а тому ВП, що розглядаються, слід вважати евристичними ВП (ЕВП).

Як і інші ВП, ЕВП можуть здійснюватися в різних “шкалах”. Вибір “шкали” в кожному конкретному випадку зумовлено конкретною процедурою. Відмінності між “шкалами” визначаються припустимим перетворенням  $g$ , що встановлює зв'язок між всіма парами  $\{S, R\}$ , які вибрано для опису пар  $\{L, Q\}$ . Потенційно ЕВП можуть здійснюватися у будь-якій з трьох відомих у теорії вимірювань шкал: номінальній, порядковій, інтервальній.

Нехай  $S$  – множина виділених значень певного діагностичного показника (ДП), а  $R$  – множина відносин домінування в ньому. Нехай також  $L$  – множина певних термінів, що змістовно визначають значення ДП в прийнятій мові, а  $Q$  – множина відношень еквівалентності на множині  $L$ . Завдання вимірювання полягає у приписуванні кожному  $s_i \in S, i = \overline{1, n}$  певного терміналу  $l_j \in L, j = \overline{1, m}$ . Така процедура являє собою процедуру вимірювання (порівняння) в номінальній шкалі. Її особливість, на думку автора, має ту відмінність, що вона реалізується членами певної ГС, при цьому кожний член ГС виконує її індивідуально в ході регламентних робіт або робіт з відновлення працездатності СТО (елементів ОД).

Будемо вважати, що термін  $l_j \in L, j = \overline{1, m}$  є чинним для значення ДП  $s_i \in S, i = \overline{1, n}$ , і, що  $s_i$  та  $l_j$  пов'язані відношенням еквівалентності  $g_{ij}$ . Оцінка  $g_{ijk}$ , яку отримано від  $k$ -го члена ГС, з певною вірогідністю  $p_k$  визначає істинне відношення  $g_{ij}$  між рівнем ДП  $s_i$ , що спостерігається, та відповідним йому терміном (позначенням) —  $l_j$ . Внаслідок можливих похибок дій членів ГС, які беруть участь у ВП (і при цьому характеризуються різними “дозволяючими спроможностями” та притаманними кожному з них випадковою та систематичною похибками), отримані значення  $g_{ijk}$  можуть, у загальному випадку, не збігатися з  $g_{ij}$ . Необхідно побудувати таку процедуру агрегування оцінок  $g_{ijk}$ , яка дає змогу мінімізувати розбіжність агрегатованої оцінки  $\bar{g}_{ij}$  з  $g_{ij}$ .

Отримання оцінок  $g_{ijk}$  здійснюється наступним чином. Будемо вважати, що  $g_{ijk} = 1$ , якщо  $k$ -й член ГС оцінює значення ДП, яке він спостерігає у продовж терміну  $l$ , та

$g_{ijk} = 0$  – у відмінному випадку. Агрегативну оцінку  $\bar{g}_{ij}$  значення ДП сформуємо відповідно до правила:  $g \bar{g}_{ij} = \alpha g_{ijk}$ , а прийняття рішення про те, що вимірне значення ДП оцінюється терміном  $l$ , здійснимо відповідності до умови  $\max \bar{g}_{ij} \rightarrow z$ , де  $z$  — значення порогу, яке варіюється. Можна показати, що максимальна вірогідність збіжності  $l_j$  з істинним значенням ДП досягається у разі  $z = 0,5$ .

Можливість похибок в оцінках членів ГС викликає необхідність аналізу їх узгодженості, яка, в свою чергу, є мірою достовірності внаслідок отриманої проведення ЕВП інформації. Оскільки процедура, що розглядається, являє собою різновид процедури ранжування, то для оцінки узгодженості тут доцільно застосовувати відомий в теорії порядкових статистик [2] математичний апарат.

Розглянемо іншу організацію тієї ж процедури, яка відрізняється тим, що кожний її учасник упорядковує використані терміни множини  $L$  відповідно до того, наскільки адекватно вони характеризують значення ДП. Формальна відмінність цієї процедури полягає у порядковій шкалі та у тому, що між термінами множини  $L$  можливі відношення еквівалентності. Це означає, що значення ДП, яке спостерігається (вимірюється) одним й тим же членом ГС, може бути в одному акті вимірювання визначене в різних термінах з  $L$ . При цьому можуть бути використані технології безпосереднього упорядкування та парних порівнянь.

Область застосування ЕВП в номінальній та порядковій шкалах – це, в основному, безпосереднє визначення типу та місця локалізації дефекту (постановка діагнозу), хоча вони застосовуються, очевидно, і при вимірюванні інтенсивності прояву будь-якого ДП. Проте часто для інтегрування у відповідну агрегативну систему підтримки прий-

няття рішень інформацію, що надходить в результаті ЕВП, бажано отримувати в інтервальної шкалі. Це пов'язано з тим, що саме в таких шкалах подається інформація, яка отримується від вимірювальних датчиків (приладів).

Розробка ЕВП в інтервальних шкалах, як і в попередніх випадках, потребує формалізації операцій отримання первісної інформації від членів ГС. Для підвищення достовірності і точності цієї інформації члени ГС повинні виконувати дії, які вони можуть досить просто здійснювати в реальних умовах експлуатації ОД.

Основний принцип, що реалізується у запропонованих далі процедурах, полягає у наступному. Значення ДП, що оцінюються, розглядаються як випадкові величини, вичерпною характеристикою яких є закони їх розподілу. Конкретний вигляд закону визначається конкретними ж фізичними особливостями процесів деградації, а параметри, за звичай, оцінюються на основі статистичних даних. Недостатню кількість статистичних даних можна компенсувати за допомогою введення вірогідносних показників, наприклад,

$$p = \sum_{k=1}^K p_k, \quad p_k = \frac{n + (1 - g_{ijk})}{nm(n + 1)}.$$

Найбільш часто значення ДП описуються нормальним розподілом. Для оцінки параметрів такого розподілу можна застосувати два підходи. Перший засновано на упорядкуванні членами ГС інтервалів можливих значень ДП по вірогідності потрапляння в них значення, яке спостерігається, з використанням процедур ранжування (впорядкування). Вірогідність потрапляння значень ДП в  $v$ -й інтервал визначається величиною

$$p_v = \frac{\sum_{k=1}^K (1 - g_{ijk})}{r_v},$$

де  $r_v$  – ранг  $v$ -го інтервалу значень ДП в упорядкуванні  $k$ -го члена ГС,  $K$  – загальне число членів ГС.

Отримане значення можна розглядати як частотність потрапляння ДП в  $\nu$ -й інтервал, тобто як ординату гістограми випадкової величини. Цю гістограму може бути згладжено відповідними неперервними розподілами, для яких стандартними способами отримано оцінки параметрів [3].

Другий підхід щодо оцінки параметрів розподілу засновано на завданні квантилів цього розподілу. Кожний член ГС вказує довірчий інтервал  $[a, b]$ , в якому знаходиться значення параметра ДП, що вимірюється, а також величину  $\alpha$ , що характеризує ступінь його впевненості в цьому. Вважаючи  $a$  та  $b$  квантилями, які дорівнюють, відповідно

$$a = \frac{1 + \alpha}{2} 100\%; \quad b = \frac{1 - \alpha}{2} 100\% ,$$

параметри законів розподілу можна тоді визначити за допомогою відомих з роботи [3] методів математичної статистики.

Отримана розглянутим способом інформація може розглядатися як важлива складова бази знань системи підтримки прийняття рішень при визначенні технічного стану складних систем вимірювання в процесі їх експлуатації.

#### Список використаної літератури

1. Берка К. Измерения — понятия, теория, проблемы /К.Берка –М: Прогресс, 1987.– 263 с.
2. Вирьянский З.Я. Использование информации операторов в системах диагностирования транспортных средств / З.Я.Вирьянский, В.П. Калявин // Труды академии транспорта. – 1994.– Вып. 1.– С. 46-53.
3. Корн Г. Справочник по математике / Г.Корн, Т.Корн. – М.: Наука, 1977.– 831с.

Отримано 21.02.2011



Мілейко  
Ігор Генрикович,  
ст. викл.  
каф.комп'ютерних  
інтелектуальних систем  
і мереж Одеськ. нац.  
політехн. ун-ту  
тел. 048-7348-322  
mig3@ukr.net