DOI 10.15276/imms.v12.no4.358
УДК 621.377: 681.518

Informatics and Mathematical Methods in Simulation
Vol. 12 (2022), No. 4, pp. 358-366

МАТЕМАТИТЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ НАДІЙНОСТІ ТЕНЗОМЕТРИЧНИХ СИСТЕМ НА ОСНОВІ ЕВРИСТИЧНИХ МОДЕЛЕЙ ВИМІРЮВАЛЬНИХ ПРОЦЕДУР

С.А. Положаєнко, Ф.Г. Гаращенко, Л.Л. Прокоф'єва

Національний університет «Одеська політехніка»
пр.-т Шевченка, 1, Одеса, 65022, Україна; e-mail: sanp277@gmail.com

Тенденція зростання складності апаратних засобів систем вимірювання залишається сталою у зв'язку з масовим застосуванням засобів обчислювальної техніки в процесах вимірювання. Надлишкова складність нових засобів, висока вартість комплектуючих та програм і достатньо низький рівень якості виробництва не дозволяють виключити можливість виникнення похибок, які спричиняють порушення працездатності засобів в цілому, а також зниження їх продуктивності. Термін «надійність засобів», аналогічно терміну «надійність апаратури» в задачах діагностики тензометричної апаратури, означає, що «відмови», в даному випадку (мається на увазі наявність в складі систем вимірювань крім суто апаратних засобів, ще і програмних) , як результат появи похибок, має якісно відмінну фізичну природу, ніж відмови суто апаратури. Але це свідчить про можливість використання певних термінів та показників надійності технічних засобів при дослідженні якості. Зокрема, це виправдовується необхідністю розв'язування задачі розподілу ресурсів (або витрат) власно між апаратними та програмними засобами при забезпеченні заданого показника надійності систем вимірювань. Перевірка правильності функціонування апаратних та програмних засобів, що входять до складу систем вимірювань, здійснюється на етапі налаштування та тестування. Як правило, основним фактором налаштування є витрачений на нього час. Тому в низці моделей оцінювання надійності систем вимірювань, поряд з необхідним часом їх функціонування в штатних режимах (власно реалізації процесу вимірювання), необхідно розглядати ще і інший часовий фактор — час налаштування апаратних та програмних засобів для використання їх за призначенням. Дієвим шляхом визначення надійності тензометричних систем, а особливо на етапі проєктування, є застосування математичного моделювання, результати якого визначаються коректністю покладених в його основу моделей вимірювальних процедур.

Ключові слова: тензометрична система, вимірювальна процедура, надійність апаратних засобів, математичне моделювання, евристична модель.

Вступ

Для зручності аналізу показників надійності складних СВ доцільно представити їх у вигляді сукупності менш складних складових, які, за звичай [1 — 3], називаються модулями. Ці модулі, в свою чергу, можуть бути поділеними на більш дрібні частини, тощо. Таким чином, апаратні (АМ) або програмні (ПМ) модулі являють собою розрахункові елементи у випадку визначенні надійності систем вимірювань (СВ).

При дослідженні надійності функціонування СВ, за звичай, необхідно розв'язувати дві задачі. Перша — за заданою структурою СВ, яка утворена певною сукупністю АМ або ПМ, що мають власні показники надійності, віднайти показник надійності СВ загалом. Цю задачу будемо називати прямою. Друга задача — досягнення максимального (можливого) значення показника надійності при обмеженнях на ресурси, в якості яких виступають: час, вартість, масо-габаритні характеристики, тощо. Або може розв'язуватися задача мінімізації величини обмеження при досягненні заданого значення показника надійності. Будь-яку з цих задач будемо називати зворотною.

Огляд досліджень

Наявні літературні джерела, присвячені організації та виконанню залізничних перевезень, в питаннях щодо прогнозування стану вантажів при здійсненні технологічних операцій транспортування, зосереджують увагу на захисті [1 — 5] та забезпеченні бажаних умов зберігання вантажів [6 — 9]. Контролю поточного стану вантажів за допомогою датчиків, розташованих у вагонах, присвячено, зокрема, роботи [10, 11]. Наразі не виявлено робіт, в яких піднімаються питання математичного моделювання стану вантажів та нетяглового РС, в яких вони перевозяться

Мета роботи

Мета статті полягає у формалізації підходів щодо визначення надійності тензометричних (вимірювальних) систем на основі застосування моделей вимірювальних процедур, що враховують експертні оцінки (евристичних моделей). **Постановка задачі**. Нехай розглядається певна СВ, яка складається з М окремих модулів, що поєднані між собою. По структурі СВ формується стохастичний граф, що має М+2 вершини. Вершина 0 означає «виток», а вершина М+1 — «стік» графу. Кожний АМ або ПМ викликається на розв'язок з заданою вірогідністю, виходячи з мети функціонування або значень вихідних даних.

Розглянемо, для конкретності подальших розмірковувань, випадки, коли пряма задача полягає у вірогідності безпохибкового відшукання розв'язку задачі вимірювання апаратними та програмними засобами СВ, якщо відомі вірогідності безпохибкових розв'язків задач всіх апаратних (АЗ) та програмних (ПЗ) засобів. Крім того, зворотна задача полягає у відшуканні максимуму вірогідності безпохибкового розв'язку задачі вимірювання при обмеженнях на загальний час налаштування всіх модулів, а також у визначенні мінімального часу налаштування всієї СВ при заданій вірогідності її безпохибкового функціонування.

Пряма задача. Для визначення вірогідності безпохибкового розв'язку задачі вимірювання скористаємося методом розрахунку ймовірносно-часових характеристик перебування заявки в мережі масового обслуговування (МО) [4], яку використаємо в якості моделі СВ. Одначе, безпосередньо в тому вигляді, як описано зазначений метод в [4], його використання не є коректним, оскільки в мережі МО час перебування заявок в модулях підсумовується. В задачі вимірювання повинен виконуватися **принцип слабкої ланки**, який властивий основному поєднанню елементів в теорії надійності. Тому невірно застосовувати перетворення Лапласа щільностей розподілу часу до похибок у модулях. Необхідно замість них поставити вірогідності правильної роботи відповідних модулів, які здійснюють обчислення на заданих часових інтервалах. При цьому будемо брати до уваги, що модулі статистично незалежні.

$$\mathbf{G} = \mathbf{G}(t), \quad t = (t_0, t_1, ..., t_{M+1}),$$

елементами якої є добутки

$$p_{ij}\ P_i(t_i), \quad i, j = (0, 1, ..., M+1),$$

де p_{ij} — вірогідність переходу від i-го АМ (або ПМ) до j-го АМ (або ПМ); $P_i(t_i)$ — вірогідність безпохибкового функціонування i-го АМ (або ПМ) на протязі часу t_i.

Оскільки як 0-а та М+1 вершини графу фіктивні, то приймаємо, що час перебування в них дорівнює нулю, а вірогідність безпохибкової роботи — одиниці.

Введемо поняття «кроку», маючи на увазі під ним перехід від одного АМ (або ПМ) до іншого. Щоб віднайти вірогідність безпохибкової роботи за два кроки, необхідно підсумувати, з відповідними ймовірностями, добутки ймовірностей по всіх шляхах, які вміщують дві вершини (одна з них — нульова). Це досягається підведенням матриці $\mathbf{G}$ у квадрат. При підведенні $\mathbf{G}$ у куб отримуємо вірогідності безпохибкового функціонування за три кроки і так далі.

Побудуємо матрицю

$$\mathbf{T} = \mathbf{I} + \mathbf{G}(t) + \mathbf{G}^2(t) + \ldots = \mathbf{I}(\mathbf{I} - \mathbf{G}(t))^{-1}, \tag{1}$$

де $\mathbf{I}$ — одинична матриця.

Елемент матриці $\mathbf{T}$ з номером $(0, M+1)$ являє собою вираз для вірогідності безпохибкової роботи всієї СВ з урахуванням всіх можливих послідовностей дії АМ та ПМ. У відповідності до правил обчислення елементів зворотної матриці (наприклад, [5]), вираз для вірогідності безпохибкової роботи СВ можна представити у вигляді

$$\mathbf{Y}(t) = \mathbf{Q}(t) / \mathbf{R}(t), \tag{2}$$

де $\mathbf{Q}(t)$ — алгебраїчне доповнення елемента з номером (M+1, 0) матриці $(\mathbf{I} - \mathbf{G}(t))$; $\mathbf{R}(t)$ — головний визначник матриці $(\mathbf{I} - \mathbf{G}(t))$.

Виконавши вказані перетворення, можна отримати шуканий вираз для вірогідності безпохибкового функціонування СВ з урахуванням задіяння всіх можливих маршрутів обчислень.

Зворотна задача. Визначимо мінімальний час налаштування СВ при заданій вірогідності її безпохибкового функціонування $P_{\text{зад}}$. Процес налаштування i-го АМ (або ПМ) визначається часом його налаштування τ_i. У відомих аналітичних та емпіричних моделях оцінювання надійності АМ та ПМ (зокрема, в [2]) параметр τ_i, як і параметр t_i — заданий час роботи i-го АМ (або ПМ), входять у відповідний вираз для показника надійності СВ. При цьому приймається, що оцінки шуканих показників є детермінованими відомими виразами, що визначаються по результатах випробовувань. Подібних моделей існує певна множина, а тому розглядати їх всі недоцільно. В якості прикладу, не порушуючи узагальнення підходу, наведемо лише одну з самих початкових моделей — модель Муси [3]. Вірогідність безпохибкової роботи i-го модуля, відповідно до даної моделі, можна представити наступною формулою

$$P_i(t_i, \tau_i) = \exp(-\lambda_i t_i), \tag{3}$$

де λ_i — інтенсивність появи похибки; t_i та τ_i — відповідно, час обчислень та налаштування i-го модуля. За звичай $\lambda_i = 1/T_i$, T_i — початковий середній час безпохибкової роботи модуля; $\tau_i = K_i / (N_{\text{пох}_i} T_i)$, K_i — коефіцієнт стискання часу налаштування (тестування) у порівнянні з часом вимірювань; $N_{\text{пох}_i}$ — первинне (уявне) число похибок в модулі.

Знайдемо мінімальний час налаштування СВ

$$\tau = \sum_{i=0}^{M+1} \tau_i,$$

при якому

$$P(t, \tau) \geq P_{\text{зад}},$$

беручи до уваги, що для АМ (або ПМ) виконується (3). Розв'язок отримаємо на основі методу невизначених множників Лагранжа [6]. Запишемо функцію Лагранжа

$$F(t,\tau,\gamma)=\sum_{i=0}^{M+1}\tau_i+\gamma\left[P(t,\tau)-P_{\text{зад}}\right], \tag{4}$$

де γ — множник Лагранжа.

Тоді, диференціюючи (4) по аргументах τ_i та γ і, прирівнюючи отримані вирази до нуля, отримаємо систему рівнянь

$$\begin{cases}\dfrac{\partial F(t,\tau,\gamma)}{\partial\tau_i}=0,\\ P(t,\tau)-P_{\text{зад}}=0.\end{cases} \tag{5}$$

Розв'язуючи (5) відносно $\tau_i=\tau_i^0$, отримаємо

$$\tau^0=\sum_{i=0}^{M+1}\tau_i^0 .$$

Визначимо максимальне значення вірогідності безпохибкового функціонування СВ при заданому часі його налаштування. Будемо шукати максимум функції $P(t,\tau)$ при заданому часі налаштування $\tau_{\text{зад}}$. Функція Лагранжа в цьому випадку має вигляд

$$F(t,\tau,\gamma)=P(t,\tau)+\gamma\left(\sum_{i=0}^{M+1}\tau_i-\tau_{\text{зад}}\right). \tag{6}$$

Диференціюючи (6) по аргументах τ_i та γ і, прирівнюючи до нуля, отримаємо систему рівнянь

$$\begin{cases}\dfrac{\partial F(t,\tau,\gamma)}{\partial\tau_i}=0,\\ \sum\limits_{i=0}^{M+1}\tau_i-\tau_{\text{зад}}=0.\end{cases} \tag{7}$$

Розв'язуючи (7), знаходимо шукані значення τ_i^0, а підставляючи їх у вираз для $P(t,\tau)$, віднайдемо максимальне значення вірогідності безпохибкового функціонування СВ.

Отримані теоретичні результати проілюструємо декількома прикладами.

Приклад 1. Необхідно знайти значення вірогідності безпохибкового функціонування СВ, що складається з трьох модулів, для якої задано наступні характеристики

$$K_i=1;\ t_1 1c; t_2=7c;\ t_3=10c; N_{\text{пох}_1}=10; N_{\text{пох}_2}=5; N_{\text{пох}_3}=3;$$
$$\lambda_1=0{,}01\,1/c;\lambda_2=0{,}02\,1/c;\lambda_1=0{,}03\,1/c; p_{01}=1; p_{12}=0{,}7; p_{13}=0{,}3;$$
$$p_{23}=0{,}6; p_{24}=0{,}4;\ p_{31}=0{,}8;\ p_{32}=0;\ p_{34}=0{,}2\cdot P_i(t_i,\tau_i).$$

Стохастичний граф наведеної СВ має 5 вершин, з яких нульова та четверта — фіктивні, а три інші — попарно зв'язані між собою. Тобто, в даному випадку M=3. Матриці $\mathbf{G}$ та $(\mathbf{I}-\mathbf{G})$ мають вигляд

$$\mathbf{G} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & p_{12}P_1 & p_{13}P_1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & p_{23}P_2 & p_{24}P_2 \\ 0 & p_{31}P_3 & 0 & 0 & p_{34}P_3 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix},$$

$$(\mathbf{I}-\mathbf{G}) = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -p_{12}P_1 & -p_{13}P_1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -p_{23}P_{21} & -p_{24}P_2 \\ 0 & -p_{31}P_3 & 0 & 1 & -p_{34}P_3 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

Елемент матриці $(\mathbf{I}-\mathbf{G})^{-1}$ з номером (0, 4) $\mathbf{Y}=\mathbf{Q}/\mathbf{R}$, де $\mathbf{Q}$ — алгебраїчне доповнення елемента (4, 0) матриці $(I-G)$. Розкриваючи вказані визначники, отримаємо

$$Y = P(t,\tau) = \frac{p_{12}P_1 \cdot p_{23}P_2 \cdot p_{34}P_3 + p_{12}P_1 \cdot p_{24}P_2 + p_{13}P_1 \cdot p_{34}P_3}{1 - p_{13}P_1 \cdot p_{31}P_3 - p_{12}P_1 \cdot p_{23}P_2 \cdot p_{31}P_3}.$$

(8)

В (7) аргументи t_i та τ_i для кратності опущені. Підставляючи вихідні дані в (8) та поклавши $\tau_{ш} = 0$, отримаємо $P(t,0) = 0{,}563$.

Приклад 2. Нехай задано значення вірогідності для СВ $P_{зад} \geq 0{,}9$. Необхідно віднайти час налаштувань кожного модуля (АМ та ПМ), а також сумарний мінімальний час налаштування СВ.

Вчиняючи, як було описано вище для зворотної задачі, віднайдемо

$$\tau_1^0 = 3460\,c;\ \tau_2^0 = 1871\,c;\ \tau_3^0 = 847\,c;\ \tau^0 = 6178\,c.$$

Приклад 3. Нехай задано час налаштування СВ $\tau_{зад} = 6000\,c$. Необхідно віднайти час налаштування кожного модуля τ_i^0 та максимальне значення вірогідності його безпохибкового функціонування при вихідних даних, що наведено в прикладі 1.

В даному випадку отримаємо

$$\tau_1 = 3327\,c;\ \tau_2 = 1738\,c;\ \tau_3 = 835\,c;\ \max P(t,\tau) = 0{,}98.$$

Наведені числові приклади ілюструють можливість використання розглянутого методу при розв'язуванні прикладних задач, які пов'язано з аналізом надійності апаратних та програмних модулів систем вимірювання, а також забезпечення необхідних показників їх надійності при налаштуванні.

В практиці визначення надійності (або, що те саме — діагностування технічного стану), зокрема, тензометричних систем, не завжди можна застосувати точні моделі, які було розглянуто вище. Це пов'язано з відсутністю повної вихідної інформації щодо виміру параметрів, зокрема, АЗСВ, часу та умов експлуатації, якості проведених технічних оглядів та ремонтів. Тому в прикладних дослідженнях цілком допустимо використання **евристичних моделей** вимірювальних процедур, Особливості застосування останніх полягає у наступному.

Діагностування являє собою одну з найбільш інтелектуальних процедур в процесі експлуатації складних технічних об'єктів (СТО). Одначе, при створенні об'єктів діагностування (ОД) знання щодо них, які вкладаються в алгоритми, програми АЗ діагностування, часто виявляються недостатніми для забезпечення необхідного рівня готовності ОД в процесі його експлуатації. Це відноситься до таких ОД, як, наприклад, автономні вимірювальні системи. Такі ОД являють собою складні динамічні системи зі значною структурою, часовою та 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 таких СТО мають різноманітні закономірності і часто недостатньо вивчені. Досить проблематичною є установка необхідних датчиків щодо забезпечення задачі діагностування (навіть, якщо вони існують) на ряді елементів та організація інтерфейсу для передачі діагностичної інформації. Зазначене вище зумовлює обмеженість вихідної бази знань (БЗ) системи діагностування та призводить до зниження рівня достовірності рішень, що приймаються, про актуальні та прогнозні технічні стани ОД. Очевидно, що для таких ОД досить проблематично створити точні моделі, але, з достатньою для практики точністю, можна застосувати евристичні моделі, які відбивають найважливіші особливості відповідних ОД (в тому числі тензометричних систем, які розглядаються у чинній роботі). Розглянемо отримання евристичних моделей для діагностики тензометричних (вимірювальних) систем.

В загальній теорії вимірювань [7] під **вимірювальною процедурою** (ВП) 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) тої або іншої властивості (якості).

Нехай є множина S рівнів зумовленості певної діагностичної ознаки, і на цьому рівні існує множина відносин V, наприклад, відносин домінування. Введемо множину L певних елементів (термінів, символів, найменувань) та множину W відношень на ньому, 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 $\{S, V, L, W, g\}$ при цьому виступає в якості «шкали».

ВП, яка нами розглядається, характерна тим, що множини S, V, L, W формуються на підставі експертної оцінки (тобто евристично), на підставі якої (оцінки) 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, яке встановлює зв'язок між всіма парами $\{S, V\}$, які вибрано для опису пар $\{L, W\}$. Потенційно ЕВП можуть здійснюватися у будь-якій з трьох відомих в теорії вимірювань шкал: номінальній, порядковій, інтервальній.

Нехай S — множина виділених значень певного діагностичного показника (ДП), а V — множина відносин домінування в ньому. Нехай також L — множина певних термінів, що змістовно визначають значення ДП в прийнятій мові, а W — множина відношень еквівалентності на множині L. Задача вимірювання складається 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, в нашій уяві, має ту відмінність, що вона реалізується за експертною оцінкою, в ході визначення надійності ОД на підставі визначення працездатності останнього. В даному випадку задача полягає в отриманні певної *агрегативної оцінки* значень ДП, яка, в певному сенсі, найкращим чином узгоджується з експертною оцінкою.

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 при k-му дослідженні працездатності ОД, 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 експертних оцінок отримані значення g_{ijk} можуть, у загальному випадку, не співпадати з g_{ij}. Необхідно побудувати таку процедуру агрегатування оцінок g_{ijk}, яка дозволяє мінімізувати неспівпадіння агрегатованої оцінки $\overline{g}_{ij}$ з g_{ij}.

Отримання оцінок g_{ijk} здійснюється наступним чином. Будемо вважати, що $g_{ijk} = 1$, якщо k-та оцінка підтверджує значення ДП, яке ця оцінка визначає, терміном l, та $g_{ijk} = 0$ — у відмінному випадку. Агрегативну оцінку $\overline{g}_{ij}$ значення ДП сформуємо відповідно до правила: $\overline{g}_{ij} = \alpha\, g_{ijk}$, а прийняття рішення про те, що виміряне значення ДП оцінюється терміном l, здійснимо у відповідності з умовою $\max \overline{g}_{ij} \to z$, де z — значення порогу, яке варіюється. Можна показати, що максимальна вірогідність співпадіння l_j з істинним значенням ДП досягається при $z = 0{,}5$.

Можливість похибок в експертних оцінках викликає необхідність аналізу їх узгодженості, яка, в свою чергу, є мірою достовірності, яку отримано в результаті проведення ЕВП інформації. Оскільки процедура, що розглядається, являє собою різновид процедури *ранжування*, то для оцінки узгодженості тут доцільно застосовувати відомий в теорії порядкових статистик [8] математичний апарат.

Розглянемо іншу організацію тієї ж процедури, яка відрізняється тим, що кожний її учасник упорядковує використані терміни множини L у відповідності 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 визначається k-ю експертною оцінкою, 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 того або іншого ДП. Одначе часто, для інтегрування у відповідну агрегативну систему підтримки прийняття рішень інформацію, що надходить в результаті ЕВП, бажано отримувати в інтервальній шкалі. Це пов'язано з тим, що саме в таких шкалах представляється інформація , яка отримується від вимірювальних датчиків (приладів).

Розробка ЕВП в інтервальних шкалах, як і в попередніх випадках, потребує формалізації операцій отримання первісної інформації у формі експертних (евристичних) оцінок. Для підвищення достовірності і точності цієї інформації експертні оцінки повинні формуватися 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,

$$p = \sum_{k=1}^{K} p_k, \quad p_k = \frac{n + \left(1 - g_{ijk}\right)}{nm(n+1)}. \tag{8}$$

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

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

де r_v — ранг v-го інтервалу значень ДП в упорядкуванні k-ї експертної оцінки, K — загальне число висунутих експертних оцінок.

Отримане значення можна розглядати як частотність потрапляння ДП в v-й інтервал, тобто як ординату гістограми випадкової величини. Цю гістограму може бути згладжено відповідними неперервними розподілами, для яких стандартними способами отримано оцінки параметрів [9].

Другий підхід щодо оцінки параметрів розподілу засновано на завданні квантилів цього розподілу. Кожна експертна оцінка вказує довірчий інтервал $[a, b]$, в якому перебувають значення параметра ДП, що вимірюється, а також величину α, що характеризує ступінь «підтвердження» цього даною експертною оцінкою. Вважаючи a та b квантилями, які дорівнюють, відповідно

$$a = \frac{1+\alpha}{2} \cdot 100\%; \quad b = \frac{1-\alpha}{2} \cdot 100\%, \tag{9}$$

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

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

Висновки

Запропонований метод моделювання надійності тензометричних систем дозволяє виконувати оцінку надійності складних СВ при відомих показниках надійності складових модулів та їх ймовірнісному зв'язку у стохастичному графі.

Існує можливість отримувати часові оцінки для вибору оптимальних величин часу налаштування складових модулів СВ в цілому. При розв'язанні задачі забезпечення заданої надійності СВ нескладно врахувати вплив на результуючу надійність відповідні показники складових модулів СВ за допомогою коефіцієнтів K_i.

Метод допускає застосування будь-яких моделей «росту надійності», які можуть бути отримані теоретично або на основі експериментальних даних.

Крім того, застосування евристичних моделей при визначенні надійності тензометричних систем дозволяє зняти проблему їх «складності», в сенсі деталізації моделей, та обрати лише найбільш вагомі показники, що визначають результуючу надійність ОД.

Список літератури

1. Липаев В.В. Качество программного обеспечения. М.: Финансы и статистика, 1983. 261 с.
2. Карповский Е.Я., Чижов С.А. Надежность программной продукции. К.: Техніка, 1990. 160 с.
3. Баглюк С.И., Мальцев М. Г., Смагин В. А., Филимонихин Г. В. Надежность функционирования программного обеспечения. СПб.: Судостроение, 1991. 278 с.
4. Смагин В.А., Бубнов В.П., Филимонихин Г.В. Расчет вероятностно-ременных характеристик пребывания задач в сетевой модели массового обслуживания. *Изв. ВУЗов*. 1989. Т. XXXII, № 2. С. 47 – 59.
5. Гантмахер Ф. Р. Теория матриц. М.: Наука, 1988. 548 с.
6. Смирнов В. И. Курс высшей математики. М.: Высшая школа, 2001. 327 с.
7. Берка К. Измерения – понятия, теория, проблемы. М: Прогресс, 1987. 263 с.
8. Вирьянский З.Я., Калявин В.П. Использование информации операторов в системах диагностирования транспортных средств. *Труды академии транспорта*, 1994. Вып. 1. С. 46 – 53.
9. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике. М.: Наука, 1977. 831 с.

MATHEMATICAL MODELING OF THE RELIABILITY OF TENSOMETRIC SYSTEMS BASED ON HEURESTIC MODELS OF MEASUREMENT PROCEDURES

S.A. Polozhaenko, F.G. Garaschenko, L.L.Prokofieva

National Odesa Polytechnic University
Shevchenko ave., 1, Odesa, Ukraine, e-mail: sanp277@gmail.com

The trend of increasing the complexity and hardware of measurement systems remains constant in connection with the massive use of computer technology in measurement processes. The excessive complexity of the newly created AZSV, the high cost of components and software, and the sufficiently low level of production quality do not allow us to rule out the possibility of errors, which cause a violation of the AZSV's performance as a whole, as well as a decrease in their productivity. The term "reliability of the AZSV, similar to the term "reliability of the equipment" in the tasks of diagnostics of strain gauge equipment, means that "failures", in this case (it means the presence in the composition of the SV, in addition to purely hardware, as well as software), as a result of the appearance of errors, has a qualitatively different physical nature than purely AZ failures. This indicates the possibility of using certain terms and indicators of the reliability of technical means in the study of the quality of AZSV. In particular, this is justified by the need to solve the problem of resource (or cost) distribution between the AZ and the software (software) while ensuring the given reliability indicator of the JI. Checking the correct functioning of AZ and software, which are part of the JI, is carried out at the stage of configuration and testing. As a rule, the main factor in the adjustment is the time spent on it. Therefore, in a number of models for assessing the reliability of JI, along with the necessary time of their operation in regular modes (the actual implementation of the measurement process), it is necessary to consider another time factor - the time of setting up AZ and PZ in relation to the use of these means as intended. An effective way to determine the reliability of strain gauge systems, and especially at the design stage, is the use of mathematical modeling, the results of which are determined by the correctness of the models of measurement procedures based on it.

Keywords: strain gauge system, measurement procedure, hardware reliability, mathematical modeling, heuristic model.