

М.О. Костін, д-р техн. наук, О.А. Тетерко

(Україна, Дніпропетровськ, Дніпропетровський національний університет залізничного транспорту ім. В.Лазаряна)

ІМОВІРНІСНА МОДЕЛЬ ЕКСТРЕМАЛЬНОЇ НАДІЙНОСТІ СИЛОВИХ ЕЛЕКТРОКОНТАКТНИХ З'ЄДНАНЬ ЕЛЕКТРОРУХОМОГО СКЛАДУ

Відомо, що оцінка параметричної надійності систем, машин чи просто їх деталей (далі – деталей) базується на використанні класичної моделі відмов типу "навантаження – міцність" [1-3], згідно з якою надійність визначають як імовірність $P_i(t)$ безвідмовної роботи деталі за даним контрольованим параметром Y_i :

$$P_i(t) = \text{Імов}[y_{in} \leq Y_i \leq y_{ie}] = \int_{y_{in}}^{y_{ie}} f(y_i) dy_i, \quad (1)$$

де y_{in} та y_{ie} – відповідно нижнє та верхнє значення випадкової величини Y_i , тобто i -го контрольованого параметра, який характеризує працездатність деталі; $f(y_i)$ – густина розподілу ймовірнісних значень цього параметра в момент часу t .

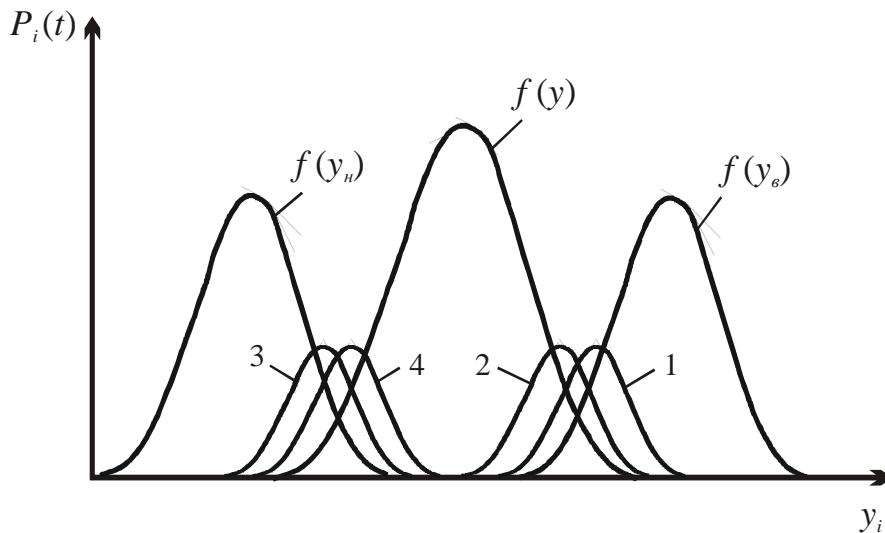
У подальшому, заради спрощення викладок, індекс " i " при $P_i(t)$, Y_i та y_i опустимо, розуміючи все ж його наявність.

Існуючі математичні моделі та методики оцінки $P(t)$ за формулою (1) базуються на використанні статистичних даних повної (вихідної) вибірки значень усіх параметрів працездатності досліджуваної деталі, тобто з урахуванням розсіяння в усьому діапазоні зміни значень контрольованого параметра. Останнє, за нашою думкою, обмежує шляхи підвищення надійності деталей. Дійсно, висока надійність має місце при дуже рідких відмовах та значному ресурсі роботи деталі. Для цього потрібна висока ймовірність безвідмовної роботи $P(t)$, що видно з таблиці [4].

Напрацювання на відмову машини, годин	Імовірність безвідмовної роботи деталі при середній їх кількості в машині 10 тис. та ресурсу машини, годин		
	8000	12000	16000
200	0,9960	0,9940	0,9920
400	0,9980	0,9970	0,9960
600	0,9987	0,9980	0,9973
8000	0,9990	0,9985	0,9980
12000	–	0,9992	0,9987
16000	–	–	0,9992

Із таблиці також випливає, що висока надійність машини вимагає значення ймовірності безвідмовної роботи P , близького до одиниці. Такі великі значення P можуть бути отримані із таких міркувань.

У загальному випадку, і практично нерідко, нижнє y_n і верхнє y_e значення контрольованого параметра, тобто їх допустимі (нормативні) значення теж є випадковими величинами. І тоді ймовірнісні розрахунки параметричної надійності полягають у суміщенні на одній координатній осі кривих розподілу випадкових величин Y , Y_n , Y_e (рисунок 1). Зрозуміло, що найбільш точні розрахунки високої P будемо мати, якщо використаємо ймовірнісні закони розподілу максимальних значень величини Y (крива 1) і мінімальні значення величини Y_e (крива 2), а також відповідно мінімальні значення величини Y (крива 3) і максимальні – величини Y_n (крива 4), тобто необхідно знати закони розподілу крайніх (мінімальних і максимальних, отже, екстремальних) значень контрольованого параметра. Для цього і потрібно застосування теорії розподілення екстремальних значень, тобто крайніх членів вибірки [5, 6].



Задача визначення законів розподілу екстремальних значень вибірки не є простою і може бути розв'язана двома шляхами. Перший – експериментально-статистичний, полягає в тому, що у ході статистичних досліджень випадкових значень для розглядуваного параметра Y необхідно виконати M серій вимірювань для N деталей і у кожній із отриманих вибірок визначити мінімальне і максимальне значення.

Другий метод - аналітичний, базується на використанні раніше отриманої, отже відомої, вихідної функції розподілу $F(y)$ усього об'єму вибірки (чисельністю " n ") значень випадкового параметра Y . У цьому випадку функція розподілу максимальних значень визначається як

$$F_{nn}(y) = F^n(y), \quad (2)$$

а мінімальних

$$F_{n1}(y) = 1 - [1 - F(y)]^n. \quad (3)$$

Густини розподілу ймовірностей відповідно будуть мати вигляд:

$$f_{nn}(y) = \frac{dF_{nn}(y)}{dy} = nF^{n-1}(y), \quad (4)$$

$$f_{n1}(y) = \frac{dF_{n1}(y)}{dy} = n[1 - F(y)]^{n-1} \cdot f(y), \quad (5)$$

де $f(y)$ – густина розподілу усього масиву значень i -го контрольованого параметра.

У випадку, коли "n" дуже велике і розподіл величин послідовності має границі, наприклад, коли кожна величина приймає значення, що лежать в інтервалі (a, b) , то функція розподілу максимальних значень

$$F_{nn}(y) = \begin{cases} \exp\left[-\frac{(b-y)^a}{v}\right], & y < b, \\ 1, & y > b, \end{cases} \quad (6)$$

а мінімальних

$$F_{n1}(y) = \begin{cases} 1 - \exp\left[-\frac{(y-a)^a}{v}\right], & y < a, \\ 0, & y > a. \end{cases} \quad (7)$$

Якщо вихідна функція розподілу $F(y)$ підкоряється нормальному закону з параметрами a і σ_y , то можна довести, користуючись формулами (2) і (3), що густина розподілу максимальних значень величини Y

$$f_{nn}(y) = n \left[0,5 + \Phi\left(\frac{y-a}{\sigma_y}\right) \right]^{n-1} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_y} \cdot \exp\left[-\frac{(y-a)^2}{2\sigma_y^2}\right], \quad (8)$$

а мінімальних

$$f_{n1}(y) = n \left[0,5 - \Phi\left(\frac{y-a}{\sigma_y}\right) \right]^{n-1} \cdot \frac{n}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_y} \cdot \exp\left[-\frac{(y-a)^2}{2\sigma_y^2}\right], \quad (9)$$

де у виразах (8) і (9) $\Phi\left(\frac{y-a}{\sigma_y}\right)$ – відома функція Лапласа.

Користуючись запропонованими моделями, визначимо ймовірність безвідмовної роботи силових електроконтактних з'єднань електровозів постійного струму за контрольованим параметром "контактний опір" R_k . Виконаємо це для двох випадків, коли силові контакти ("губки") зроблені із базового матеріалу міді М1 (існуючий стан) та псевдосплаву МДК-3 (запропонований матеріал) [7, 8].

Аналіз статистичного матеріалу за вимірюванням R_k знеструмлених контактів на стадії технологічного монтажу контакторів виявив, що розподіл R_k апроксимується законом Гаусса з достатньою ймовірністю (за критерієм Пірсона), що дорівнює 0,2 для контактів із М1 і 0,15 – із МДК-3. Значення числових характеристик розподілу як R_k , так і його екстремальної величини R_k^{max} склали: для МДК-3 $\overline{R_k} = 21,2 \cdot 10^{-6}$ Ом, $\sigma_{R_k} = 5,9 \cdot 10^{-6}$ Ом, $\overline{R_k^{max}} = 32,53 \cdot 10^{-6}$ Ом, $\sigma_{R_k^{max}} = 3,93 \cdot 10^{-6}$ Ом; для М1 $\overline{R_k} = 16,5 \cdot 10^{-6}$ Ом, $\sigma_{R_k} = 4,67 \cdot 10^{-6}$ Ом, $\overline{R_k^{max}} = 25,47 \cdot 10^{-6}$ Ом, $\sigma_{R_k^{max}} = 3,12 \cdot 10^{-6}$ Ом. Розрахунки за формулами (1) і (8) показали, що ймовірність відмови ($V = 1 - P$) контактів на розглядуваній стадії дорівнює $8,1 \cdot 10^{-13}$ для МДК-3 і нуль – для М1. Отже, досліджувані матеріали та існуюча технологія регулювання контактів забезпечують високу надійність на стадії складання та монтажу.

Аналогічні статистичні дослідження і розрахунки показали, що в експлуатаційних умовах протікання тягового струму через контакти у межах 50-1500А (при $I_{ном} = 500$ А) імовірність безвідмовної роботи контактів із МДК-3 склала 0,983, а із М1 – 0,968.

Найбільша перевага контактів із МДК-3 проявляється при врахуванні процесу зносу. Так, інтенсивність зносу контактів із МДК-3 дорівнює $0,03 \text{ мм} / 10^4 \text{ км}$, із М1 – $0,181 \text{ мм} / 10^4 \text{ км}$, тобто у 3 рази менше. Це й обумовило той факт, що за період пробігу електровозами 0-340 тис. км імовірність відмови контактів за критерієм зносу склала 0,125 із МДК-3 і 0,471 – із М1. Більш висока зносостійкість контактів із МДК-3 пояснюється кращими фізико-механічними властивостями цього композиційного матеріалу: більшою мікротвердістю ($\overline{H_\mu} = 2114 \text{ МПа}$), високою температурою плавлення ($+1450^\circ\text{C}$), а також значенням коефіцієнту тертя ($\sim 0,08$) контактних з'єднань [8].

Таким чином, для заміни зношених мідних силових контактів електроконтактних з'єднань електрорухомого складу доцільно застосування композиційного матеріалу (псевдосплаву) МДК-3.

Список літератури

1. Болотин В.В. Статистические методы в строительной механике.– М.: Из-во лит-ры по строительству, 1965.– 278 с.

2. Костин Н.А. Статистическое определение коэффициента запаса по напряжению силовых полупроводниковых вентилей// Труды МИИТа, 1967.– Вып. 25.– С.5-21.
3. Болотин В.В. Ресурс машин и конструкций.– М.: Машиностроение, 1990.– 448с.
4. Беленький Д.М., Бескопыльный А.Н. Модели высокой надёжности машин // Проблемы машиностроения и надежности машин.-1992.-№2.-С.50-55.
5. Гумбель Э. Статистика экстремальных значений.– М.: Мир, 1965.– 236 с.
6. Галамбош Я. Асимптотическая теория экстремальных порядковых статистик.– М.: Наука, 1984.– 304 с.
7. Тетерко О.А. Заміна зношених силових контактів електроапаратури електровозів змінного струму // Праці Луганського відділення міжнародної академії інформатизації.-2005.- №2(11). – С.94-96.
8. Баб'як М.О., Михайленко Ю.В., Костін М.О. Відновлення спрацьованих губок силових контактів електровозів// Залізничний транспорт України.-2000.- №1.–С.37-38.