

УДК 519.25

DOI: 10.31891/2219-9365-2020-65-1-6

КАРПОВА Л. В., ГОРОШКО А. В., ПИРОЖОК В. В.

Хмельницький національний університет

СТАТИСТИЧНА ОБРОБКА РЕЗУЛЬТАТІВ ВИМІРЮВАНЬ ХАРАКТЕРИСТИК МІЦНОСТІ КЕРАМІЧНИХ РЕЗИСТОРІВ З ПОЛІМОДАЛЬНОЮ ЩІЛЬНОСТЮ РОЗПОДІЛУ

В статті представлені результати досліджень щодо підвищення міцності герметичних мікромодулів, направлених на виявлення причин розкиду значень характеристик міцності керамічних резисторів, виготовлених різними виробниками. Для статистичної обробки результатів вимірювань міцнісних характеристик резисторів запропоновано метод обробки полімодальних сумішей щільності розподілу ймовірностей.

Ключові слова: статистична обробка, щільність розподілу, суміш розподілів, закон Гаусса

KARPOVA L., GOROSHKO A. V., PYROZHOK V.V.

Khmelnitskyi National University

STATISTICAL PROCESSING OF MEASUREMENT RESULTS STRENGTH CHARACTERISTICS OF CERAMIC RESISTORS WITH POLYMODAL PROBABILITY DISTRIBUTION

Much of the electronic equipment (REA) is operated in conditions of changes in atmospheric pressure, temperature, humidity, vibration and other destabilizing factors. The elements of such REA are subjected to static and dynamic mechanical load. According to various data, about 40% of such radio elements fail due to mechanical failure. In contrast to the field of mechanical engineering, in instrument making for some structures of CEA elements there are no strength standards and in general insufficient attention is paid to ensuring the strength of structures. One of the reasons for this state of affairs is the use of new materials with insufficiently studied physical and mechanical characteristics in the production of CEA. Due to objective and subjective reasons, the parameters measured on a real object, which characterize the quality of the electronic system, strength characteristics of materials of CEA elements, properties of materials, etc., usually have a scatter of values, ie can acquire arbitrary values in some numerical intervals. . Studies show that the variance of the values of such characteristics can be hundreds of percent, which often does not allow to provide a given strength of the structures of the elements of CEA [2-6].

One of the urgent tasks on the way to solving the problem of increasing the reliability of REA is the development and improvement of experimental methods for testing REA, in particular methods of statistical processing of measurement results. Having data on the implementation of these random variables, you can accurately estimate their true values, such as the method of confidence intervals.

The article presents the results of studies on increasing the strength of sealed micromodules aimed at identifying the causes of the spread in the strength characteristics of ceramic resistors manufactured by various manufacturers. For statistical processing of the results of measuring the strength characteristics of resistors, a method for processing polymodal mixtures of the probability distribution is proposed. The method consists in representing the mixture in the form of a superposition of Gaussian laws, followed by the decomposition of the mixture. Proposed effective methods of decomposition. The method was applied to determine the strength characteristics of resistors manufactured by three different factories. It has been substantiated that the features of production significantly affect the spread of values in the characteristics. The method has been tested and shown to be satisfactory. The developed method of statistical processing is more versatile than the existing parametric methods. In the case when empirical data formed under the influence of several dominant reasons are subject to assessment, and it is impossible to identify these reasons and divide the sample into corresponding subsamples, the method is more accurate than the existing ones.

Keywords: statistical processing, distribution density, mixture of distributions, Gauss's law

Постановка проблеми. Значна частина радіоелектронної апаратури (РЕА) експлуатується в умовах зміни атмосферного тиску, температури, вологості, вібраційного навантаження та інших дестабілізуючих факторів. Елементи такої РЕА піддаються статичному і динамічному механічному навантаженню. За різними даними близько 40% таких радіоелементів виходять з ладу з причини механічних поломок [1]. На відміну від галузі машинобудування, у приладобудуванні для деяких конструкцій елементів РЕА відсутні норми міцності та загалом приділяється недостатня увага до забезпечення міцності конструкцій. Однією з причин такого стану речей є застосування у виробництві РЕА нових матеріалів з недостатньо вивченими фізико-механічними характеристиками. Через об'єктивні і суб'єктивні причини виміряні на реальному об'єкті параметри, які характеризують якість роботи радіоелектронної системи, міцнісні характеристики матеріалів елементів РЕА, властивості матеріалів тощо, як правило, мають розкид значень, тобто можуть набувати довільних значень у деяких числових інтервалах. Дослідження показують, що розкид значень таких характеристик може складати сотні відсотків, що часто і не дає можливість забезпечити задану міцність конструкцій елементів РЕА [2-6].

Однією з актуальних задач на шляху вирішення проблеми підвищення надійності РЕА є розробка і удосконалення експериментальних методів випробувань РЕА, зокрема методів статистичної обробки

результатів вимірювань. Маючи дані про реалізацію цих випадкових величин, можна з певною точністю оцінити їх істинні значення, наприклад методом довірчих інтервалів.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Через об'єктивні і суб'єктивні причини виміряні на реальному об'єкті параметри, які характеризують якість роботи радіоелектронної системи, міцнісні характеристики матеріалів елементів РЕА, властивості матеріалів тощо, як правило, мають розкид значень, тобто можуть набувати довільних значень у деяких числових інтервалах [7-9]. Це дає можливість приймати їх за випадкові величини, підпорядковані деяким законам розподілу. Маючи дані про реалізацію цих випадкових величин, можна з певною точністю оцінити їх істинні значення, наприклад методом довірчих інтервалів.

Крім призначення допустимих параметрів з заданою достовірністю, проблему дослідження законів розподілу доводиться вирішувати при ідентифікації електромагнітних сигналів [10], розробці нормативної документації, контролі якості продукції РЕА, що випускається [11], прогнозуванні ресурсу РЕА і в низці інших задач забезпечення надійності РЕА, де значення контрольованих величин визначають, випробовуючи дослідні зразки з наступною обробкою експериментальних матеріалів методами математичної статистики [12].

Застосування багатьма дослідниками параметричних статистичних гіпотез (нормального, логарифмічно нормального, експоненціального закону, закону Вейбулла, Гамма-розподілу тощо) виправдане їх достатньою вивченістю та можливістю отримання спроможних, незміщених і відносно високоефективних оцінок параметрів [7-9]. Однак вказані вище типові закони розподілу не мають необхідного різноманіття форм, тому їх застосування не дає необхідної загальності подання випадкових величин при дослідженні реальних систем РЕА. Якщо апроксимація на основі типових розподілів не дає бажаної точності статистичних оцінок, у нагоді може стати непараметричний підхід, описаний, наприклад, у роботах [12, 13]. Одним із недоліків непараметричних критеріїв є низька статистична потужність у порівнянні зі стандартними параметричними критеріями. Ріст статистичної потужності можливий лише з ростом об'єму вибірки.

Виділення невирішених раніше частин загальної проблеми. Серед всіх задач статистичної оцінки параметрів можна виокремити клас задач, в якому оцінці підлягають емпіричні дані, сформовані під дією декількох домінуючих причин, причому виявити ці причини і розділити вибірку на відповідні до них підвибірки не видається можливим. Зокрема, такі задачі часто виникають на виробництві при статистичній оцінці параметрів деякої вибірки деталей, які потрапили на підприємство із різних партій. Щільність розподілу (ЩР) ймовірностей досліджуваних параметрів може бути полімодальною.

Під час проведення досліджень, спрямованих на підвищення міцнісної надійності і недопущення відмов мікромодулів (рис. 1) через механічних пошкоджень резисторів встановлено, що кількість відмов залежить від значень опорів застосовуваних резисторів, заводу-виготовлювача і стану обладнання, на якому виробляли і здійснювали підготовку резисторів (рис. 2) до монтажу. Гістограми розподілу зусиль, що руйнують кераміку резисторів, мали як одновершинний, так і багатoverшинний характер. Для статистичної обробки отриманих даних необхідно мати надійний і ефективний метод обробки даних з полімодальними законами розподілу. Авторами проведені дослідження з застосування такого методу для експериментального визначення міцності кераміки резисторів.

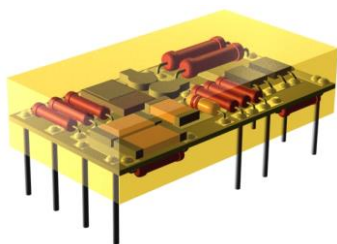


Рис. 1. Резистори, конденсатори та інші електрорадіоелементи у мікромодулі до і після герметизації

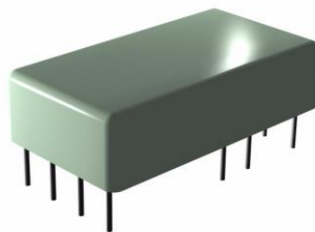


Рис. 2. Резистори С2-23-0,062

Результати досліджень. Математично полімодальні закони розподілу, які називають сумішами функцій розподілу, можна описати наступним чином [14]. Нехай у розподілі значень руйнівальної сили резисторів кількість умов виготовлення (технологічних ліній, заводів), які формують домінуючі причини появи підвибірок, дорівнює k , ймовірність того, резистор виготовлений у i -й умові дорівнює ρ_i ($i = \overline{1, k}$; $\sum_{i=1}^k \rho_i = 1$), значення сили є випадковою величиною з ЩР $f_i(x, \mu_i, \sigma_i)$, $x \in \mathbb{R}$, де μ_i і σ_i – математичне сподівання і середнє квадратичне відхилення i -ї підвибірки. Маємо випадкову величину X ; про умови

досліді, в результаті якого вона набуває певне значення, можна утворити k взаємовиключних гіпотез:

$$H_1, H_2, \dots, H_k. \text{ Імовірності гіпотез відомі: } P(H_i) = \rho_i \quad \forall i = \overline{1, k}, \quad \sum_{i=1}^k \rho_i = 1.$$

Якщо має місце гіпотеза H_i , функція розподілу X дорівнює $F_i(x)$. Знайдемо повну («усереднену») функцію розподілу $F(x)$ випадкової величини X з врахуванням випадковості її закону розподілу.

За визначенням $F(x) = P\{X < x\}$. Знайдемо цю імовірність за формулою повної імовірності з гіпотезами H_1, H_2, \dots, H_k

$$F(x) = \sum_{i=1}^k P(H_i)F_i(x) = \sum_{i=1}^k \rho_i F_i(x), \quad x \in \mathbb{R},$$

де функції розподілу $F_i(x)$ – компоненти суміші; ρ_i – ваги відповідних компонент.

Дискретній суміші розподілів $F(x)$ відповідає дискретна ЩР

$$f(x) = \sum_{i=1}^k \rho_i f_i(x, \mu_i, \sigma_i), \quad x \in \mathbb{R}. \quad (1)$$

При побудові статистичних моделей розподілу найважливішим етапом є декомпозиція (розщеплення) сумішей, оскільки структура отриманих при вибіркових спостереженнях даних, як правило, невідома. Це задача визначення кількості k , ваги ρ_i і вектора параметрів μ_i, σ_i кожної із підвбірок (партій, що змішуються) в загальній вибірці (змішаному розподілі) (1).

Суть запропонованого автором імовірнісного методу обробки експериментальних даних, що підпорядковані полімодальним законам розподілу, полягає у наступному:

- деякий параметр об'єкта розглядається як випадкова величина X ;
- кожна вибірка реалізацій може бути представлена у вигляді об'єднання k підвбірок;
- кожна підвбірка є вибіркою x_i із генеральної сукупності реалізацій випадкової величини з ЩР f_i

з вектором параметрів θ_i (компонент суміші), $i = \overline{1, k}, \quad 2 \leq k < \infty$.

Якщо імовірність того, що X набуває значення, яке належить x_i , дорівнює ρ_i , то для наступної обробки статистичних даних пропонується представляти і обробляти емпіричну ЩР у вигляді суперпозиції k функцій з ЩР f_i , в якій f_i – унімодальні, у вигляді

$$f(x) = \sum_{i=1}^k \rho_i f_i(x, \theta_i), \quad 2 \leq k < \infty, \quad x \in \mathbb{R}, \quad (2)$$

де ρ_i – апіорна імовірність (ваговий коефіцієнт) i -ї компоненти суміші. В загальному випадку умова приналежності $\forall i, f_i(X, \theta_i)$ до однієї параметричної сім'ї не ставиться.

Розглянемо окремий випадок, для якого гістограму вдається апроксимувати лінійною комбінацією Гаусових функцій ЩР з ваговими коефіцієнтами ρ_i виду

$$f(x, \mu_i, \sigma_i, \rho_i) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^k \sigma_i^{-1} \rho_i \exp\left[-(x - \mu_i)^2 (2\sigma_i^2)^{-1}\right], \quad i = \overline{1, k}, \quad 2 \leq k < \infty. \quad (3)$$

Нехай у результаті експерименту одержана вибірка значень $\mathbf{X} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$. Для подальшої обробки результатів експерименту, перш за все, необхідно визначити невідомі параметри, застосувавши, наприклад, інтерполяцію на деякій точковій множині. Невідомі параметри необхідно шукати з умови збігу значень функції (3) у деяких точках (наприклад вершинах і западинах) зі значеннями апроксимувальної функції. Графік вказаної функції огинає плавною кривою побудовану гістограму. Ясно, що для однозначного визначення $3k$ невідомих параметрів кількість точок в множині повинна бути не менше, ніж

$3k - 1$ (оскільки коефіцієнти ρ_i завжди пов'язані рівнянням $\sum_{i=1}^k \rho_i = 1$). Таким чином, для знаходження невідомих μ_i, σ_i і ρ_i необхідно скласти і розв'язати систему рівнянь виду

$$\begin{cases} F(x)_j = \int_{-\infty}^{\infty} (x_j, \mu_i, \sigma_i, \rho_i) dx = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^k \sigma_i^{-1} \rho_i \int_{-\infty}^x \exp\left[-(x_j - \mu_i)^2 (2\sigma_i^2)^{-1}\right] dx, \\ \sum_{i=1}^k \rho_i = 1, \quad j = 1, 2, \dots, 3k - 1. \end{cases}, \quad (4)$$

де μ_i, σ_i, ρ_i – сталі невідомі параметри розподілу i -ої підвибірки і її ваговий коефіцієнт.

Очевидно, що розв’язок системи (4) після підстановки у функцію (3) буде тим точніше наближати реальність, чим менші ділянки розбиття при побудові гістограми, тобто чим точнішою є гістограма і огинаюча її плавна крива.

Пошук описаних параметрів можна здійснити і методом найменших квадратів [14], записавши функцію (3) і прирівнявши до нуля її частинні похідні по кожному з параметрів, де $g(x_j)$ – значення огинальної функції у вибраних точках, $n=1, 2, \dots, n \geq 3k-1$.

$$V = \sum_{j=1}^n \left[g(x_j) - (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^k \sigma_i^{-1} \rho_i \exp \left[-\frac{(x_j - \mu_i)^2}{2\sigma_i^2} \right] \right]^2.$$

При розв’язанні аналогічної задачі можна використовувати і метод моментів, але оскільки підрахунок емпіричних моментів високих порядків призводить до значних похибок, то такий спосіб пропонується застосовувати для попередніх оцінок шуканих величин. Уточнення цих оцінок слід здійснювати, максимізуючи функцію максимальної вірогідності [14]

$$W = \prod_{j=1}^n \sum_{i=1}^k (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \sigma_i^{-1} \rho_i \exp \left[-\frac{(x_j - \mu_i)^2}{2\sigma_i^2} \right],$$

прирівнюючи до нуля її частинні похідні по шуканих параметрах.

Як правило, замість пошуку максимуму функції $W(\rho, \sigma, x)$ простіше шукати максимум її логарифму

$$\ln W = \sum_{j=1}^n \ln \left(\sum_{i=1}^k (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \sigma_i^{-1} \rho_i \exp \left[-\frac{(x_j - \mu_i)^2}{2\sigma_i^2} \right] \right). \quad (5)$$

Запропонований метод декомпозиції сумішей імовірнісних розподілів можна застосовувати як окремо, так і разом із відомими методами, що підвищує точність і вірогідність знайдених оцінок.

Запропонований авторами метод декомпозиції сумішей базується на апроксимації функції ЩР ймовірностей функцією типу (3.11) за допомогою МНК або інтерполяції на деякій точковій множині. В той же час відомо, що емпіричні дані вибірки $\mathbf{X} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ можуть бути представлені лише варіаційним рядом, гістограмою або вибірковою (емпіричною) функцією розподілу ймовірностей

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n 1_{\{x_j < x\}}, \quad (6)$$

де $1_{\{A\}}$ – індикатор події A .

Для порівняння міцності кераміки резисторів, виготовлених на Полтавському і Одеському заводах, випробуванню на розтяг і згин піддавались по 100 резисторів, випадково вибраних з партій з однаковими номіналами, що найчастіше застосовуються у мікромодулях (56 Ом, 560 кОм, 2 МОм). Випробування проводили за методикою, описаною вище. Приклади гістограм зусиль, що руйнують кераміку резисторів, наведені на рис. 3. По осі абсцис відкладені величини зусиль, виміряні при випробуваннях, а по осі ординат – частота появи величин руйнівальних зусиль в i -му інтервалі значень цих зусиль.

Аналіз наведених гістограм показує, що вибірки значень підпорядковуються нормальним законам розподілу. Зведені характеристики вибірок наведені в таблиці 3.1. З надійністю $P=0,99$ критичним значенням коефіцієнта Ст’юдента для числа ступенів свободи $n=198$ є $T^* = 2,6$. Аналіз матеріалів, що містяться в таблиці 1, показує, що резистори всіх порівнюваних номінальних опорів, виготовлені на Одеському заводі, істотно міцніше аналогічних резисторів, виготовлених на Полтавському заводі.

В результаті аналізу відмов, викликаних руйнуванням керамічних основ резисторів було встановлено, що на кількість поломок впливає і номінальне значення опорів. Попередні якісні дослідження показали, що резистори з опором до 1 кОм не мають підгінних спіральних нарізок, в той час, як резистори опором до 1 МОм і більш мають, відповідно, одно- і двозаходну спіральну нарізку. Зазначені нарізки призводять до зменшення площі поперечного перерізу резистора і виникненню концентраторів напружень. При порівнянні для кожного типу резисторів для кожного заводу-виготворювача були відібрані по сто резисторів кожного з найбільш поширених номіналів.

Спочатку порівнювалися резистори різних номіналів в діапазоні до 1 кОм, потім від 1 кОм до 1 МОм, потім вище 1 МОм, причому кожна з двох порівнюваних груп резисторів була виготовлена на одному і тому ж заводі і мала один і той же тип.

Розрахунки показали, що, незалежно від типу і заводу-виробника, в межах кожної із зазначених груп з надійністю $P=0,99$ міцність резисторів має несуттєве відмінність. Тому для порівняння далі були відібрані резистори типу ОМЛТ-0125, виготовлені на Одеському заводі, опором 47 Ом, 560 кОм, 2 МОм.

Порівняння руйнівальних зусиль при згині і розтягуванні для трьох зазначених груп показало, що резистори опором вище 1 кОм з надійністю $P=0,99$ несуттєво відрізняються по міцності, в той час як

резистори до 1 кОм є істотно міцнішими. Порівняння міцності резисторів зазначених номіналів проведено на основі даних, наведених у табл. 2.

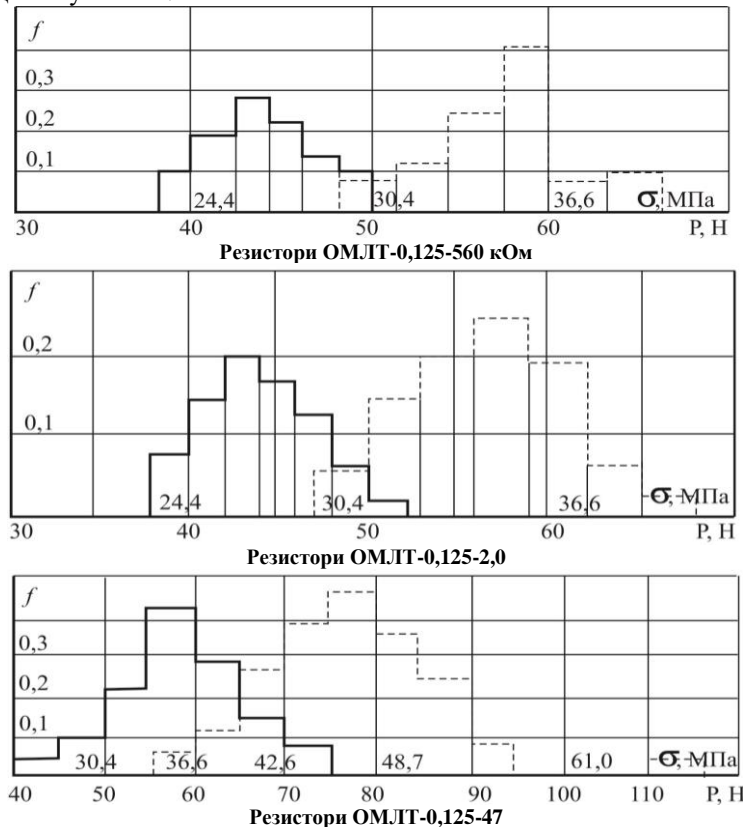


Рис. 3. Гістограми зусиль, що руйнують кераміку резисторів (виготовлені на Полтавському і Одеському заводах)

Деякі ЕРЕ, володіючи близькими за величиною розмірами і електричними характеристиками, мають різні механічні властивості. З метою з'ясування, наскільки істотною є ця відмінність для резисторів різних типів були відібрані по 50 резисторів опором 56 Ом кожного з типів, виготовлених на Одеському заводі, які піддавалися випробуванню на згин.

Обробка результатів експерименту показала, що найбільш міцними є резистори типу С2-23-0,062; найменш міцними – резистори типу ОМЛТ-0,125; резистори типу ОСМЛМ-0,125 є істотно менш міцними, ніж резистори типу С2-23-0,062 і істотно більш міцними, ніж резистори ОМЛТ-0,125. Характеристики кожної вибірки наведені в табл. 3. Значення T вибирали для ймовірності $P=0,99$. Число ступенів свободи при виборі T брали таким: у разі порівняння напружень, що підкоряються одномодальним законам - 98; у разі, коли один із законів є багатомодальним - сумі кількостей елементів, що утворюють підвибірки з мінімальним математичним очікуванням, без двох.

Приклад порівняння напружень, що виникають в кераміці при руйнуванні, наведено для резисторів типів ОСМЛМ-0,125 і С2-23-0,062. Гістограми, побудовані за результатами випробування на міцність при згині резисторів зазначених типів, наведені на рис. 4. Аналіз цих гістограм показує, що отримані в вибірках значення руйнівних напружень для резисторів ОСМЛМ-0,125 мають тривершинну функцію щільності ймовірностей, а для резисторів С2-23-0,062 – нормальний закон розподілу. Відповідно до методики, викладеної у попередньому розділі, тривершинна гістограма апроксимується лінійною комбінацією трьох гауссових функцій щільності ймовірностей (рис. 5).

Таблиця 1.

Порівняння міцності кераміки резисторів, виготовлених на різних заводах

Завод	Опір і тип резистора										Вид випробування	
	ОМЛТ-0,125-47±5 %				ОМЛТ-0,125-560кОм±5 %				ОМЛТ-0,125-2,0кОм±5 %			
	Характеристики вибірок											
	$\bar{x} \cdot 10^{-1}$, Н	$\sigma \cdot 10^{-2}$, Н ²	T	T^*	$\bar{x} \cdot 10^{-1}$, Н	$\sigma \cdot 10^{-2}$, Н ²	T	T^*	$\bar{x} \cdot 10^{-1}$, Н	$\sigma \cdot 10^{-2}$, Н ²	T	T^*
1	7,1	2,94	12,22	2,60	5,8	0,13	26,0	26,0	5,8	0,27	21,67	2,60
2	4,9	0,33			4,5	0,09			4,5	0,12		
1	8,1	1,47	14,29	2,60	6,6	0,12	24,0	24,0	6,5	0,18	22,0	2,60
2	6,1	0,52			5,4	0,10			5,4	0,13		

Таблиця 2.

Опір резистора	Характеристика вибірки			
	σ_{θ} , МПа	σ^2 , МПа ²	T	T^*
ОМЛТ-0,125-47 Ом	149	1296	–	–
ОМЛТ-0,125-560 кОм	122	57,3	7,39	2,6
ОМЛТ-0,125-2,0 МОм	–	–	–	–

Таблиця 3.

Тип резистора	Характеристика вибірки				
	σ_{θ} , МПа	σ^2 , МПа ²	n	T	T^*
ОМЛТ-0,125	155	661,5	50	9,95	3,42
ОСМЛМ-0,125	197	22,05	33		
ОМЛТ-0,125	155	661,5	50	6,17	2,63
C2-23-0,062	246	61,7	50		
ОСМЛМ-0,125	197	22,05	33	45,88	3,42
C2-23-0,062	246	61,7	50		

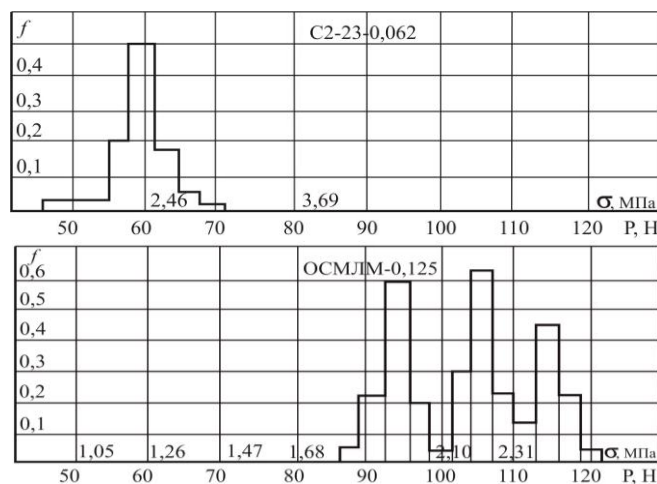


Рис. 4. Гістограми зусиль, що руйнують кераміку резисторів C2-23-0,062 і ОСМЛМ-0,125 при статичному згині

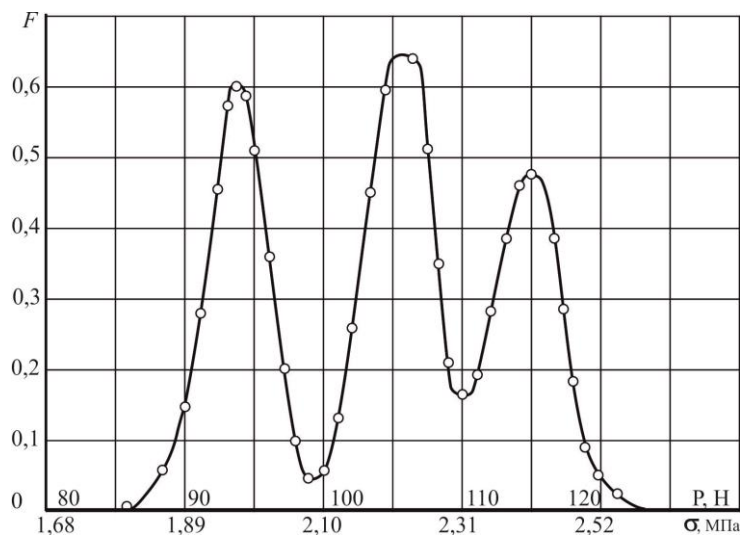


Рис. 5. Апроксимувальна функція

Для подальшої обробки результатів випробувань на основі наявної гістограми визначено дев'ять невідомих параметрів тримодального закону розподілу ($\mu_i, \sigma_i, \rho_i, i=1,2,3$). Для цього застосовано метод інтерполяції на восьмиточковій множині. Вузли інтерполяції, а також значення шуканої функції в цих вузлах наведені в таблиці 4. У результаті був записаний закон ЩР (3), що дало змогу точніше описати розподіл значень вимірених значень і врахувати їх при визначенні механічних характеристик резисторів.

Таблиця 4.

Порівняння міцності кераміки резисторів ОСМЛМ–0,125 і С2–23–0,062

σ , МПа	18,38	19,64	21,53	22,16	23,41	24,05	25,31	20,90
$f(x, \mu_i, \sigma_i, \rho_i)$	0,067	0,6	0,333	0,67	0,167	0,467	0,067	0,067
μ_1 Н	μ_2 Н	μ_3 Н	σ_1 Н ²	σ_2 Н ²	σ_3 Н ²	ρ_1	ρ_2	ρ_3
19,68	22,09	24,07	22	23	24	0,33	0,39	0,28

Висновки та перспективи подальшого розвитку в цьому напрямі. У результаті проведених досліджень був запропонований метод опису вимірних даних за допомогою полі модальних сумішей розподілу унімодальних законів. Розроблений метод статистичної обробки є більш універсальним за існуючі параметричні методи. У випадку, коли є оцінки підлягають емпіричні дані, сформовані під дією декількох домінуючих причин, причому виявити ці причини і розділити вибірку на відповідні до них підвибірки не видається можливим, метод є більш точним за існуючі.

Застосування методу дало можливість експериментально визначити і порівняти характеристики міцності резисторів, виготовлених на різних заводах. Обґрунтовано, що значні відхилення у цих значеннях, очевидно є причиною недостатньої міцності конструкцій мікромодулів.

Література

1. Кофанов Ю.Н., Ройзман В.П. Методы системного анализа вибрационной прочности изделий / Монография - Москва: изд. Радио и связь, 2007, 178 с.
2. Механика в электронике. Монография: [в 3 т.] Т. 2 : Динамическая прочность / Ройзман В. П. - Хмельницкий : ХНУ – 2015. - 313 с.
3. Лопухин В.А. Обеспечение точности электронной аппаратуры: Конструкторско-технологические методы. Л.: Машиностроение. Ленинградское отд-ие, 1980. - 269 с.
4. Гусев В.П. и др. Расчет электрических допусков радиоэлектронной аппаратуры / Под ред. В.П. Гусева и А.В. Фомина. М.: Сов. Радио, 1963. 367с.
5. Горошко А.В. Стан проблеми забезпечення якісного проектування структурно-складних технічних виробів та технологічних процесів їх виготовлення / А.В. Горошко, В.П. Ройзман // Вісник Хмельницького національного університету. - 2012. №5. - С. 59-68.
6. Горошко А.В., Ройзман В.П. Про задачу обробки статистичних матеріалів, що не підкоряються одномодальним законам розподілу. Современные достижения в науке и образовании : сб. тр. VII междунар. Науч. Конф., посвящ. 50-летию Хмельниц. Нац. Унта, 25 авг.-1 сент.2012 г., г. Опатия (Хорватия). - Хмельницкий : ХНУ; ФОП Сторожук О.В.-2012.-107 с. (укр., рус., англ.). ISBN 966-96180-35-43. С. 58-66.
7. Бородачев Н.А. Основные вопросы теории точности производства. М.: Изд-во АН СССР, 1950. - 416 с.
8. Райнше К. Модели надежности и чувствительности систем: Пер. с нем. М.: Мир, 1979. - 452 с.
9. Иьуду К.А. Оптимизация устройств автоматики по критерию надежности / К.А. Иьуду. М.: Л. Энергия, 1966. - 194 с.
10. Ройзман В. П., Горошко А. В. Метод ідентифікації параметрів моделей складних технічних систем // Вібрації в техніці та технологіях. № 3 (79). 2015. - С. 44–49.
11. Зайцев Г. Н., Любомудров С. А., Федюкин В. К. Нормирование точности геометрических параметров машин : учеб. пособ. для студ. высш. учеб. заведений / под ред. В. К. Федюкина. М. : Академия, 2008. 368 с.
12. Орлов А. И. Прикладная статистика : учебник. М. : Экзамен, 2004. 656 с.
13. Owen A. Empirical likelihood ratio confidence regions // The annals of statistics. 1990. Vol. 15, No. 1. P. 90–120.
14. Вентцель Е. С., Овчаров Л. А. Теория вероятностей и ее инженерные приложения : учеб. пособие. – 2-е изд., стер. М. : Высшая школа, 2000. 480 с.

References

1. Kofanov YU.N., Royzman V.P. Metody sistemnogo analiza vibratsionnoy prochnosti izdeliy / Monografiya Moskva: izd. Radio i svyaz', 2007, 178 s.
2. Mekhanika v elektronike. Monografiya: [v 3 t.] T. 2 : Dinamicheskaya prochnost' / Royzman V. P. Khmel'nitskiy : KHNU – 2015. - 313 s.
3. Lopukhin V.A. Obespecheniye tochnosti elektronnoy apparatury: Konstruktorsko-tehnologicheskkiye metody. L.: Mashinostroyeniye. Leningradskoye otd-iyе, 1980. 269 s.
4. Gusev V.P. i dr. Raschet elektricheskikh dopuskov radioelektronnoy apparatury / Pod red. V.P. Guseva i A.V. Fomina. M.: Sov. Radio, 1963. 367s.
5. Goroshko A.V. Stan problemi zabezpechennya yakisnogo proyektuvannya strukturno-skladnikh tekhnichnikh virobiv ta tekhnologichnikh protsesiv ikh vigotovlennya / A.V. Goroshko, V.P. Royzman // Visnik KhNU. 2012. №5. S. 59-68.
6. Goroshko A.V., Royzman V.P. Pro zadachu obrobki statistichnikh materialiv, shcho ne pidkoryayut'sya odnomodal'nim zakonam rozpodilu. Sovremennyye dostizheniya v nauke i obrazovanii : sb. tr. VII mezhdunar. Nauch. Konf., posvyashch. 50-letiyu Khmel'nits. Nats. Unta, 25 avg.-1 sent.2012 g., g. Opatiya (Khorvatiya). - Khmel'nitskiy : KHNU; FOP Storozhuk O.V.-2012.-107 s.
7. Borodachev N.A. Osnovnyye voprosy teorii tochnosti proizvodstva. M.: Izd-vo AN SSSR, 1950. 416 s.
8. Raynkshe K. Modeli nadezhnosti i chuvstvitel'nosti sistem: Per. s nem. M.: Mir, 1979. 452 s.
9. Iyudu K.A. Optimizatsiya ustroystv avtomatiki po kriteriyu nadezhnosti / K.A. Iyudu. M.: L. Energiya, 1966. 194 s.
10. Royzman V. P., Goroshko A. V. Metod identifikatsii parametriv modeley skladnikh tekhnichnikh sistem // Vibratsii v tekhnitsi ta tekhnologiyakh. № 3 (79). 2015. C. 44–49.
11. Zaytsev G. N., Lyubomudrov S. A., Fedyukin V. K. Normirovaniye tochnosti geometricheskikh parametrov mashin : ucheb. posob. dlya stud. vyssh. ucheb. zavedeniy / pod red. V. K. Fedyukina. M. : Akademiya, 2008. 368 s.
12. Orlov A. I. Prikladnaya statistika : uchebnik. M. : Ekzamen, 2004. 656 s.
13. Owen A. Empirical likelihood ratio confidence regions // The annals of statistics. 1990. Vol. 15, No. 1. P. 90–120.
14. Venttsel' Ye. S., Ovcharov L. A. Teoriya veroyatnostey i yeye inzhenernyye prilozheniya : ucheb. posobiye. – 2-ye izd., ster. M. : Vysshaya shkola, 2000. 480 s.

Надійшла / Paper received: 13.03.2020

Надрукована / Paper Printed : 05.06.2020