**УДК 621.036.5**

**Білобородченко В.І.**
ДУ “Львівська політехніка”, кафедра обладнання та технології зварювального виробництва

# ПРОГНОЗУВАННЯ НАДІЙНОСТІ ПРОМИСЛОВИХ МЕТАЛОКОНСТРУКЦІЙ



**Розглянуто задачу прогнозування позаресурсної роботи виробу за оцінюванням зміни розподілу щільності імовірності результатів його руйнівних тест-випробовувань.**

Сучасний стан промислових конструкцій характеризується досягненням або виходом їх за нормативні терміни роботи, накопиченням у матеріалі виробів дефектів тощо. Проте економічна ситуація вимагає не тільки продовження часу експлуатації, але, у ряді випадків, одночасного підвищення рівня їх робочих навантажень.

Прогнозувати можливість позаресурсної роботи конструкції принципово можливо через імовірнісний показник якості $Q_\gamma$ [1], приведений до умови оцінок рівнів допустимої технологічної дефектності виробу (обумовлена впливом процесів оброблення і формозміни матеріалу у процесі виготовлення) та експлуатаційної дефектності (обумовлена прикладеними навантаженнями та характером накопичення та релаксації напружень)

$$Q_\gamma = W_\gamma / R_\gamma \,, \tag{1}$$

де $W_\gamma$, $R_\gamma$ – гамма-відсоткові характеристики дефектності виробу на різних етапах експлуатації, відповідні імовірності $\gamma$.

Проте розрахунковий показник $Q_\gamma$ має непевний характер через розбіжність квантилю $\gamma$, завдяки неоднорідності матеріалів та умов роботи однотипових конструкцій, обмеження з чутливості та роздільчої спроможності систем контролю рівня дефектності, що зумовлює високу дисперсність результатів; крім того умова (1) вимагає строгої відповідності до нормальності розподілу величин $W_\gamma$, $R_\gamma$,

Найкращим у цьому випадку є звернення до показника надійності виробу, яким є оцінка імовірності працездатності конструкції $Q(y < Y)$ [2], при умові виникнення аварійної ситуації $A_{ік}$ , розвитку дефектності виробу в процесі експлуатації. Зокрема імовірності $Q(b_{ik})$ появи недопустимих (критичних, аварійних) дефектів $b_{ik}$ з $\Psi(b_{ik})$ розподілом їх густини імовірності

$$Q(y \le Y) = \iint\limits_{A_{ik}} \psi(b_{ikt})\, \psi(b_{ike})\, d\, b_{ikt}\, d\, b_{ike}\,; \tag{2}$$

$$Q\left(b_{ik}\right) = \int\limits_{A_{ik}}^{\infty} \Psi\left(b_{ik}\right) d\, b_{ik}\,, \tag{3}$$

де $b_{ik}$ – статистична характеристика t-технологічних та е-експлуатаційних дефектів к,і-типу й виду; У – граничне значення надійної оцінки працездатності конструкції.

Отже, прогнозування вірогідної позаресурсної роботи конструкції у першому наближенні збігається до встановлення виду закону розподілу імовірності ситуації $y \equiv b_{ike} / b_{ikt} = У$ і визначення за його параметрами службових характеристик виробу у часі експлуатації, або в загальному вигляді постановки класичної задачі теорії надійності – виявлення допустимого часу наробленння конструкції в умовах зростаючого рівня дефектності її матеріалу.

Ефективним інструментом розв'язку такої задачі є застосування класичних та робасних і непараметричних методів статистичної обробки даних за результатами випробовувань матеріалу аварійних металоконструкцій, як це продемонстровано нижче.

Розглядається n-масив (n=8) залишків випадкової вибірки результатів руйнівних ($P_p \cdot 10^3$ даН; $P_{pi}$ ... $P_{pк}$ становлять 4.64, 4.26, 4.30, 4.20, 4.16, 4.30, 4.34, 4.22 $\cdot 10^3$ даН) стандартних випробовувань матеріалу аварійної ферми. Розмірність масиву та вірогідність його значень визначені, відповідно, у [3, 4] і .apriori-інформації про нормальний закон розподілу службових характеристик матеріалу.

Оцінки дисперсії $S^2$ та її середньої квадратичної похибки S(S), асиметрії А та ексцесу Е, відповідно, становлять: $S^2 = 0.02269$, S(S) = 0.04, A = 1.625, E = 1.145; середні квадратичні похибки їх оцінок становлять S(A) = 0.651, S(E) = 0.91. Таким чином, розподіл даних є правосторонньо асиметричним з гострою верхівкою (E > 0).

Застосування критерію узгодженості $\chi^2$-Пірсона, дуже чутливого до спотворення нормальності розподілу ($\chi^2 = 7.06 > \chi^2_{крит.} = 0.21$, Q=0.95), вказує на зміни службових властивостей матеріалу конструкції, а асиметрія на переважну його роботу за показниками вищими від середніх (зміцнення матеріалу з одночасною схильністю до зменшення в'язкості).

Подальше оцінювання результатів випробовувань проведено із залученням непараметричних методів [4], які менш чутливі до спотворення даних та впливу невлучень (промахів), проте мають відносно незначну ефективність. Для компенсації цього розраховані в кодованому вигляді п'ять оцінок математичного сподівання середнього: середнє арифметичне $\overline{x} = 0.303$, медіана – $x_{med} = 0.28$, середина розмаху – $x_R = 0.40$, напівсума квартилів рівня – z= 0.25, z= 0.75, $x_z = 0.25$, дуже зрізане середнє $x_{0.5} = 0.2$. Їх медіанна оцінка, як найбільш захищена від спотворень med = 0.28 $\equiv x_{med}$ ($4.28 \cdot 10^3$ даН) незаперечує гіпотезі $H_0$: про розподіл, відповідно до закону Лапласа [3].

Розбудова гістограми відповідно до стандартної методики [3] та її модельна апроксимація показана у вигляді

$$f(x) = A \exp\left(-\left|x/(\lambda\sigma)^{\alpha}\right|\right) = 6 \exp^{-\left|x/0.402\right|^{0.61}}, \tag{4}$$

а також розрахунок її параметрів: ексцес – E = 4.95, контрексцес – κ = 0.45, ентропійний коефіцієнт – K=1.4 та застосування критерію Колмогорова $D_{max} = 0.12475$ ($Q \geq 2 \exp^{-2(n\ D)^2} = 1.56 \to 1$) підтверджує висунуту гіпотезу.

У межах визначених границь розподілу

$$\Delta_H^L = \frac{(n+1) \pm z_Q \sqrt{n}}{2},\ \Delta_L = 1.73 \cdot 10^3,\ \Delta_H = 7.27 \cdot 10^3,\ 0.90 \leq Q \leq 0.95, \tag{5}$$

де n = 8 – кількість надійних точок масиву даних m (m=n).

Модельне уявлення щільності розподілу експериментальних даних, без втрати інформативної надійності, апроксимується законом Лапласа із стандартними параметрами: $\alpha$ =1, Е = 6, $\kappa$ =0.408, К= 1.92.

Додатковим підтвердженням є робасна адаптивна оцінка середнього за критерієм Хогга -Прескотта [4] з доповнюючою до неї статистикою вибіркового ексцесу $E_{крит.}$ = 5.39, яка гранично збігається у межах надійної області до оцінки середньої вибірки у вигляді $x_{mel.}$, що вірогідно узгоджується із щільністю розподілу Лапласа.

За фізичною моделлю встановлено розподіл адекватний до двостороннього експоненційного, який визначає розподіл часу між незалежними подіями, які проявляються з постійною інтенсивністю [5].

Таким чином, розв'язок поставленої задачі найперше вимагає визначення показника $\lambda(t)$ розподілу та часових інтервалів експлуатації, у межах яких відбулося спотворення розподілу при даному навантаженні. Правочинність такого підходу підтверджується універсальним для неперервних розподілів розподілом похибок у вигляді [3]

$$p(x) = A \exp\left(-\left|x/(\lambda\sigma)\right|^{\alpha}\right), \tag{6}$$

де A, $\alpha$, $\lambda\sigma$ – параметри розподілу.

За умов забезпечення безаварійної роботи виробу розгляду підлягає права частина розподілу Лапласа; як ефективну оцінку для розрахунку величини локальної характеристики надійності $\lambda(t)$ – "небезпека відмови" використано величину ексцесу E(t) з перевіркою гіпотези $H_0$: про показовий його розподіл у межах $E = 0 \le E(t) \le E = 6$. Незаперечення гіпотези $H_0$: підтверджено нормалізованою g(E)-функцією [4,5], розв'язком якої є $\lambda(t) = 0.007$.

Тоді за умови повного спотворення нормального закону розподілу Лапласа та представлення імовірності безвідмовної роботи Q(t) виробу через розподіл ексцесу Е у вигляді

$$Q(t) = E(t) = 1 - e^{-0.007\,(t)}, \tag{7}$$

встановлено дійсний час експлуатації конструкції – t=27 років (документований термін запровадження до роботи 28 років).

Використання оцінки дисперсії параметра небезпеки відмови – $\lambda(t)$ та визначення її вірогідних інтервалів дає змогу (надійна імовірність Q = 0.9) виявити граничний термін працездатності конструкції (при даних робочих навантаженнях) – 265 років.

**Висновки:** 1. У процесі напрацьовування виробом ресурсу спостерігається спотворення закону розподілу показників міцності матеріалу за рахунок розвитку дефектності.

2. Наведено методику прогнозування працездатності виробів на основі застосування математично-статистичного моделювання результатів випробовувань є необхідною, певною та достатньою для розрахунку показників надійності реальних конструкцій.

3. Розподіл ексцесу Е є ефективною оцінкою визначення показників надійності металоконструкцій.

4. Отримані результати є локально вірогідними через дійсний цикл та рівень робочих навантажень виробів.

*1. Волченко В.Н. Вероятность и достоверность оценки качества металлопродукции. М., 1979. 2. Дружинин Г.В. Вероятностное моделирование в задачах оценки и прогно-*

*зирования надежности // Надежность и контроль качества. 1980. № 6. С.37–39. 3. Новицкий П.В., Зограф И.Л. Оценка погрешностей результатов измерений. Л., 1985. 4. Грановский В.А., Сирая Т.Н. Методы обработки экспериментальных данных при измерениях. Л., 1990. 5. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. Математические методы в теории надежности. М., 1965.*

**УДК 681.121**

**Валько Т.В.**
ДУ “Львівська політехніка”, кафедра приладів точної механіки

# ДЕЯКІ ДИНАМІЧНІ ХАРАКТЕРИСТИКИ ВІДЛІКОВИХ ПРИСТРОЇВ ЛІЧИЛЬНИКІВ КІЛЬКОСТІ РІДИНИ ТАХОМЕТРИЧНОГО ТИПУ У МЕРЕЖІ З ПЕРЕРВНОЮ ПОДАЧЕЮ РІДИНИ



**Проведено аналіз динаміки відлікового пристрою лічильників кількості рідини тахометричного типу, які працюють у мережі з перервною подачею рідини. Розглянуто випадок поновлення подачі рідини у мережі водопроводу, який частково заповнений повітрям внаслідок перервної подачі рідини.**

Переважо для виміру кількості води у системах водопостачання використовують тахометричні витратоміри з тангенціальною турбінкою, яка виконує функції первинного перетворювача і обертається з кутовою швидкістю пропорційною лінійній швидкості потоку.

При використанні таких витратомірів у мережах з перервною подачею рідини виникає похибка вимірювання, яка спричинена тим, що потік повітря, який проходить через перетворювач витратоміра приводить в обертовий рух турбінку, і обліковується лічильним механізмом [1].

Розглянемо динаміку відлікового пристрою лічильника кількості рідини тахометричного типу з тангенціальною крильчаткою, який працює у мережі з перервною подачею рідини.

Рівняння руху води має такий вигляд:

$$ma = F_c - F_a - F_T, \tag{1}$$

де $a$ — прискорення, яке отримує потік води при відновленні подачі рідини у мережі водопроводу; $F_T$ — сила тертя; $m = l_v S\rho$ — маса води; $l_v$ — довжина водяного стовпа; $\rho$ — густина води; $S = \frac{\pi d^2}{4}$ — площа поперечного перерізу водопроводу; $d$ — внутрішній діаметр трубопроводу.

$$F = SP = F_c - F_a, \tag{2}$$