



DOI: 10.31388/2220-8674-2023-2-8

УДК 629.114.2-192.001.18

О. І. Алфьоров¹, д.т.н.,

ORCID: 0000-0002-0357-3141

В. Б. Савченко², к.т.н.

ORCID: 0000-0003-1303-6494

О. А. Свіргун², к.т.н.

ORCID: 0000-0001-6069-8269

¹Сумський національний аграрний університет²Державний біотехнологічний університет

e-mail: svit-v@btu.kharkov.ua, тел.: 097-144-77-94, 099-423-45-43

ОЦІНЮВАННЯ ПОКАЗНИКІВ НАДІЙНОСТІ НА ОСНОВІ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИПРОБУВАНЬ НА СТЕНДАХ ТА В ЕКСПЛУАТАЦІЇ

Анотація. Розглянуто статистичні аспекти прискореної оцінки характеристик механічної надійності за неоднорідними або випадково цензурованими даними. Запропоновано методи оцінювання показників надійності, які враховують особливості інформації, отримуваний при прискорених стендових або скорочених експлуатаційних випробуваннях елементів мобільних машин. Наведено реальні приклади прискореного оцінювання надійності в умовах обмеженого обсягу даних за допомогою розглянутих методів.

Ключові слова: надійність машин, результати випробувань, статистичний аналіз, показники надійності, емпіричний розподіл, моделювання реалізацій.

Постановка проблеми. Прискорена оцінка механічної надійності елементів мобільних машин здійснюється шляхом проведення в короткий термін і аналізу результатів стендових і експлуатаційних (іноді полігонних) випробувань. Особливості кожного з цих видів випробувань призводять до необхідності вирішення специфічних завдань статистичного аналізу даних при оцінці показників надійності. Під час стендових випробувань, які проводяться на етапах проектування і випуску дослідних зразків, часто використовується малий об'єм вибірок результатів випробувань об'єкта, який оцінюється, а це знижує точність одержуваних статистичних висновків. Крім того, в завдання аналізу результатів прискорених стендових випробувань, проведених в жорстких (форсованих) режимах, входить і оцінка показників надійності, які можна очікувати при роботі об'єкта в нормальних експлуатаційних режимах використання. При прискореній оцінці за результатами скорочених експлуатаційних випробувань



виникають проблеми статистичного аналізу неповних (випадково цензурованих) вибірок даних. Зазначені особливості інформації про надійність мобільних машин і завдань з її аналізу, які виникають при прискореній оцінці, потребували додаткового вдосконалення існуючих методів [1, 2], що і знайшло відображення в цій статті.

Аналіз відомих результатів та постановка завдань. Поліпшення якості оцінювання надійності за результатами прискорених стендових випробувань дослідних (модернізованих) зразків, як показано нижче, може бути досягнуто за рахунок залучення додаткових даних про випробування аналога-попередника з подальшим спільним аналізом, при якому об'єднувані неоднорідні дані, розглядаються як реалізації подібних випадкових величин [2, 3]. Аналіз експлуатаційних даних про скорочені (або випадково перервані) випробування може бути раціонально проведений на основі певної модифікації відомого множувального методу [3-9]. Удосконалення методології статистичного аналізу результатів прискорених стендових та експлуатаційних випробувань на надійність елементів мобільної техніки у зазначених вище напрямках є основною метою цієї роботи.

Основна частина. Дослідження питання ефективного спільного оцінювання параметрів розподілів за двома вибірками подібних випадкових величин, проведене в [5-10], дало можливість для логарифмічно нормального закону, який зазвичай використовується для опису розподілів втомної довговічності, отримати за допомогою метода максимальної правдоподібності відповідні оцінки параметрів. Узагальнюючи ці результати, розглянемо варіант, коли є дві групи подібних між собою випадкових величин: x_1, x_2, \dots, x_l та y_1, y_2, \dots, y_s . При цьому кожна з величин x_j чи y_j має логарифмічно нормальний розподіл, тобто, нормально розподілені величини $X_j = \ln x_j$ та $Y_j = \ln y_j$.

Відповідні щільності розподілів мають вигляд

$$f_1(X_j) = \frac{1}{\sigma_{xj} \cdot \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(X_j - m_{xj})^2}{2\sigma_{xj}^2}}; \quad f_2(Y_j) = \frac{1}{\sigma_{yj} \cdot \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(Y_j - m_{yj})^2}{2\sigma_{yj}^2}}, \quad (1)$$

де m_{xj} , m_{yj} , σ_{xj} , σ_{yj} – параметри, які оцінюються за вибірковими даними.

Умови подібності величин всередині кожної групи можна записати [4] у вигляді



$$\begin{aligned}
 m_{x_2} &= m \cdot \gamma_2 + m_{x_1}; & m_{y_2} &= m \cdot \gamma_2 + m_{y_1}; \\
 m_{x_3} &= m \cdot \gamma_3 + m_{x_1}; & m_{y_3} &= m \cdot \gamma_3 + m_{y_1}; \\
 \dots\dots\dots & & \dots\dots\dots & \\
 m_{x_l} &= m \cdot \gamma_l + m_{x_1}; & m_{y_s} &= m \cdot \gamma_s + m_{y_1};
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

де $\gamma_2, \gamma_3, \dots$ – відомі постійні коефіцієнти;

m – параметр подібності, що оцінюється за вибірковими даними.

Умову міжгрупової подібності величин x_j та y_j будемо задавати у вигляді

$$m_{y_1} = \beta + m_{x_1}, \tag{3}$$

де β - параметр подібності, який підлягає статистичній оцінці.

З подібності всіх аналізованих величин випливає також, що

$$\sigma_{x_j} = \sigma_{y_j} = S.$$

Умовна функція правдоподібності з урахуванням (1), (2) і (3) може бути записана у вигляді

$$\begin{aligned}
 L(m_{x_1}, m, \beta, S) &= n_o \left(\ln \frac{1}{2\pi} - \ln S \right) - \frac{1}{2S^2} \left[\sum_{i=1}^{n_1} (X_{1i} - m_{x_1})^2 + \right. \\
 &+ \sum_{j=2}^l \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ji} - m_{x_1} - m \cdot \gamma_j)^2 + \sum_{i=1}^{\kappa_1} (Y_{1i} - \beta - m_{x_1})^2 + \\
 &\left. + \sum_{j=2}^s \sum_{i=1}^{\kappa_j} (Y_{ji} - m_{x_1} - \beta \cdot \gamma_j)^2 \right],
 \end{aligned}$$

де X_{ji} і Y_{ji} – вибіркові значення величин X_j і Y_j , відповідно;

n_j і κ_j – об'єм вибірок значень величин X_j і Y_j , відповідно;

$$n_o = \sum_{j=1}^l n_j + \sum_{j=1}^s \kappa_j - \text{загальний об'єм всіх вибірок.}$$

Рівняння правдоподібності, які отримуються з необхідних умов максимуму функції правдоподібності L : $\frac{\partial L}{\partial m_{x_1}} = 0$; $\frac{\partial L}{\partial m} = 0$; $\frac{\partial L}{\partial \beta} = 0$;

$\frac{\partial L}{\partial S} = 0$, мають вигляд



$$\begin{aligned}
 m_{x1} \cdot n_o + m \left(\sum_{j=2}^l n_j \cdot \gamma_j + \sum_{j=2}^s \kappa_j \cdot \gamma_j \right) + \beta \cdot K &= \sum_{j=1}^l \sum_{i=1}^{n_j} X_{ji} + \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{\kappa_j} Y_{ji}; \\
 m_{x1} \left(\sum_{j=2}^l n_j \cdot \gamma_j + \sum_{j=2}^s \kappa_j \cdot \gamma_j \right) + m \left(\sum_{j=2}^l n_j \cdot \gamma_j^2 + \sum_{j=2}^s \kappa_j \cdot \gamma_j^2 \right) + \\
 + \beta \sum_{j=1}^s \kappa_j \gamma_j &= \sum_{j=2}^l \sum_{i=1}^{n_j} X_{ji} \gamma_j + \sum_{j=2}^s \sum_{i=1}^{\kappa_j} Y_{ji} \gamma_j;
 \end{aligned} \tag{4}$$

$$m_{x1} K + m \sum_{j=2}^s \kappa_j \gamma_j + \beta \cdot K = \sum_{j=1}^s \sum_{i=1}^{\kappa_j} Y_{ji};$$

$$\begin{aligned}
 \sum_{i=1}^{n_1} (X_{1i} - m_{x1})^2 + \sum_{j=2}^l \sum_{i=1}^{n_j} (X_{ji} - m_{x1} - m \cdot \gamma_j)^2 + \sum_{i=1}^{\kappa_1} (Y_{1i} - \beta - m_{x1})^2 + \\
 + \sum_{j=2}^s \sum_{i=1}^{\kappa_j} (Y_{ji} - m_{x1} - \beta - m \cdot \gamma_j)^2 = n_o \cdot S^2,
 \end{aligned}$$

$$\text{де } K = \sum_{j=1}^s \kappa_j.$$

Розв'язок перших трьох лінійних рівнянь системи (4) дає оцінки максимальної правдоподібності для параметрів m_{x1} , m і β , а потім за допомогою останнього рівняння оцінюється параметр S .

Практичне використання викладеного вище методу розглянемо на реальному прикладі статистичного аналізу результатів прискорених стендових натурних випробувань на багатоциклову втомну довговічність штампованих зварних корпусів мостів трактора. Випробування виконані з метою оцінки впливу зміни конструкції фланцевого закінчення на довговічність зварного з'єднання фланця з центральною частиною корпусу. Режими проведення та результати випробувань на машині МУП-50 серійних (аналог-попередник) та експериментальних корпусів на згин при регулярному циклічному навантаженні, що закінчилися втомним руйнуванням зварного шва, наведено в табл.1.

За результатами натурних випробувань, проведених на кількох рівнях інтенсивного навантаження з однаковим коефіцієнтом асиметрії циклу $P_{\min}/P_{\max} = \frac{1}{3}$, може бути побудована крива втоми, яка дозволяє переходити до оцінки довговічності при експлуатаційних навантаженнях. Для опису лівої похилої ділянки кривої багатоциклової втоми часто використовується статечний вираз виду



Таблиця 1

Режими проведення та результати випробувань корпусів моста

Навантаження P_{\max} / P_{\min} , кН	Циклічна довговічність N , тис.циклів		X	Y
	серійні корпуси	експериментальні корпуси		
150/50	1374	1600	14,133	14,286
	866	1897	13,672	14,456
	707	1264	13,469	14,050
120/40	1435	3715	14,177	15,128
	1702	4565	14,347	15,334
	1228	2844	14,021	14,861
90/30	3592	>5000	15,094	-
			$\Sigma = 98,913$	88,115

$$\sigma^m N = C,$$

де σ – максимальне напруження циклу навантаження;

m – показник ступеня (нахилу) кривої втоми;

N – кількість циклів до руйнування;

C – величина, що характеризує опір зварного шва втомному руйнуванню.

У цьому випадку максимальне напруження в перерізі зварного шва можна вважати пропорційним до максимального згинального навантаження P_{\max} , яке діє поперечно на корпус моста при випробуваннях: $\sigma = \alpha \cdot P_{\max}$. Тоді рівняння кривої втоми в координатах навантаження – кількість циклів, набуває вигляду

$$P_{\max}^m N = \frac{C}{\alpha^m} = \tilde{C}. \quad (5)$$

Конструктивна модернізація корпусу моста призвела до зміни напруженого стану в зварному шві у експериментальних зразків, причому технологія зварювання залишалася без змін. Ця інформація дає підставу вважати, що відмінність у втомній довговічності між серійним та експериментальним варіантами корпусів може бути враховано в кривій втоми (5) тільки за рахунок величини коефіцієнта пропорційності α . Таке припущення дозволяє статистично оцінювати параметри моделі (5), спільно використовуючи результати випробувань серійного та експериментального варіантів, як вибірки подібних випадкових величин. Математичним апаратом для такої оцінки слугують рівняння правдоподібності (4).

Введемо позначення: $P_1 = 150$ кН, $P_2 = 120$ кН, $P_3 = 90$ кН – рівні максимального навантаження в циклі; $N_1^{(1)}$, $N_1^{(2)}$, $N_1^{(3)}$ – відповідні



величини ресурсу серійних корпусів під час випробувань; $N_2^{(1)}$, $N_2^{(2)}$ - величини ресурсу корпусів, які досліджувались; α_1 і α_2 - значення коефіцієнта пропорційності для серійних та експериментальних корпусів, відповідно.

Тоді, переходячи до позначень, прийнятих у (4), вважатимемо, що $X_1 = \ln N_1^{(1)}$, $X_2 = \ln N_1^{(2)}$ і $X_3 = \ln N_1^{(3)}$, а також $Y_1 = \ln N_2^{(1)}$ і $Y_2 = \ln N_2^{(2)}$. Відповідні вибіркові значення величин X_{ji} та Y_{ji} та їх суми наведено у табл. 1. Постійні величини γ_j , які входять в (2), визначаються так: $\gamma_2 = \ln\left(\frac{P_1}{P_2}\right)$ і $\gamma_3 = \ln\left(\frac{P_1}{P_3}\right)$, а параметр подібності $\beta = m \cdot \ln\left(\frac{\alpha_1}{\alpha_2}\right)$. В умовах прикладу, що розглядається $l = 3$; $s = 2$; $n_1 = n_2 = 3$; $n_3 = 1$; $\kappa_1 = \kappa_2 = 3$; $n_o = 13$; $K = 6$.

Після розрахунку коефіцієнтів системи рівнянь правдоподібності (4) перші три рівняння набувають вигляду

$$13m_{x1} + 1,85m + 6\beta = 187;$$

$$1,85m_{x1} + 0,56m + 0,67\beta = 27,3;$$

$$6m_{x1} + 0,67m + 6\beta = 88,1.$$

Розв'язок отриманої системи дає оцінки для середньої величини логарифму циклічної довговічності серійного варіанта на верхньому рівні навантаження (при $P_1 = 150$ кН) $m_{x1} = 13,65$, для загального показника ступеня кривих втоми серійного та експериментального варіантів $m = 2,83$ та для параметру подібності $\beta = 0,717$. За цими значеннями можна оцінити величину відношення напружень у серійному та експериментальному варіантах $\frac{\alpha_1}{\alpha_2} = 1,288$, а також загальне відношення середніх величин ресурсу на всіх рівнях навантаження при випробуваннях $\frac{\bar{N}_2}{\bar{N}_1} = \left(\frac{\alpha_1}{\alpha_2}\right)^m = (1,288)^{2,83} = 2,05$, що характеризує реальну ефективність конструктивної модернізації корпусу моста.

За допомогою останнього рівняння системи (4), підставляючи в нього значення m_{x1} , m і β , визначаємо величину параметра S , що характеризує розсіювання довговічності, який в умовах прикладу становить $S = 0,217$.

Враховуючи, що розподіл ресурсу корпусів передбачається логарифмічно нормальним, та використовуючи умови подібності (2) і (3), нескладно отримати вираз для прогнозування гамма-відсоткового ресурсу експериментальних корпусів у межах лівої (похилої) ділянки кривої втоми.



$$N_{2\gamma}^{(p)} = \exp \left[m \cdot \ln \left(\frac{P_1}{P_{\max}} \right) + \beta + m_{x1} - S \cdot U_{\gamma} \right], \quad (6)$$

де P_{\max} – максимальне навантаження циклу;

U_{γ} – квантиль нормального розподілу [10-12], який відповідає заданій ймовірності γ .

Вираз (6) можна використовувати для оцінки гамма-відсоткового ресурсу при знижених, у порівнянні з випробувальними значеннями, максимального навантаження (з урахуванням відомого коефіцієнта асиметрії циклу), що дозволяє прогнозувати експлуатаційну довговічність. Так, в умовах прикладу, при характеристиках циклу $P_{\max} = 75$ кН і $P_{\min} = 25$ кН розрахунок 90%-го ресурсу ($U_{\gamma} = 1,282$) за формулою (6) дає прогнозовану величину ресурсу експериментального корпусу $N_{2\gamma} = 9346$ тис. циклів. При цьому розрахунковий медіанний ресурс (при $U_{\gamma} = 0$) складає більше ніж 10^7 циклів, що дає підставу вважати для експериментальних корпусів рівень навантаження $P_{\max} = 75$ кН, таким що не перевищує медіанне значення меж витривалості при коефіцієнті асиметрії циклу $\frac{P_{\min}}{P_{\max}} = \frac{1}{3}$.

Необхідно відзначити, що наведені статистичні оцінки, завдяки використаному методу аналізу, виконані не тільки за результатами випробувань 6 експериментальних зразків, але включають і інформацію про випробування ще 7 серійних корпусів. Об'єднання вибірок дозволяє підвищити точність оцінок та статистичних висновків. Тим не менш, кількісний дефіцит даних при стендових випробуваннях неминучий, що, безумовно, позначається на достовірності точкових оцінок показників надійності. Певною мірою компенсувати цей недолік можна переходом до інтервального оцінювання. Сучасні методи статистичного моделювання, зокрема, метод бутстреп-моделювання, дозволяють багаторазово імітувати (відтворювати випадковим чином) реальні результати випробувань, при цьому щоразу виконуючи за вибіркою точкову оцінку параметрів [11-15]. Статистична сукупність значень параметрів, що отримується, може використовуватися для визначення меж відповідних емпіричних довірчих інтервалів.

Незважаючи на безумовну необхідність проведення прискорених стендових випробувань дослідних зразків, найбільш повну і достовірну інформацію про характеристики надійності техніки, що серійно випускається, можна отримати на основі збору та аналізу експлуатаційних даних [16-22]. Прискорення оцінки тут досягається за рахунок скорочення термінів проведення випробувань або



спостережень, наприклад, до одного або двох сезонів робіт, за умови використання для оцінювання показників надійності спеціальних методів статистичного аналізу та прогнозування.

Зазвичай результати скорочених експлуатаційних випробувань у статистичному сенсі є так званими неповними вибірками [1-3]. Причому, в більшості випадків їх можна віднести до вибірок, які є випадково цензурованими справа [1-3,7]. Стосовно таких вибірок найкращим методом аналізу є множувальний метод непараметричного оцінювання [1-3,7]. На відміну від багатьох в чому евристичних методів Джонсона, Нельсона та інших, множувальному методу можна дати досить просте і строге імовірнісне обґрунтування [1-3]. Нижче розглянутий модифікований для згрупованих за інтервалами даних варіант множувального методу оцінки емпіричної функції ймовірності безвідмовної роботи.

Групуючи всю випадково цензуровану праворуч вибірку напрацювань до відмов і до призупинення випробувань по інтервалах, отримаємо, що в будь-який i -ий інтервал потрапить деяка кількість n_{oi} напрацювань до відмови і n_{pi} напрацювань до призупинення випробувань. Загальну кількість об'єктів, які випробовувалися, позначимо M .

Тоді, для будь-якого i -го інтервалу групування випадково цензурованої праворуч вибірки, емпірична ймовірність безвідмовної роботи R_i (вважаючи $R_0 \equiv 1$) може бути визначена як добуток

$$R_i = \prod_{j=1}^i \left(1 - \frac{n_{oj}}{M_j} \right), \quad (7)$$

$$\text{де } M_j = M - \sum_{k=1}^{j-1} (n_{ок} + n_{пк}) - \theta_j n_{nj};$$

θ_j – параметри, які визначають частку напрацювань до призупинення випробувань в кожному інтервалі.

Параметри θ_j визначаються за умови незалежності випадкових напрацювань до відмови та до призупинення випробувань, що забезпечується для кожного i -го інтервалу групування виконанням співвідношення:

$$R_i (1 - F_{pi}) = 1 - \sum_{j=1}^i \frac{(n_{oj} + n_{nj})}{M}, \quad (8)$$

де $F_{pi} = 1 - \prod_{j=1}^i \left[1 - \frac{n_{nj}}{M_j} + \theta_j (n_{nj} - n_{oj}) \right]$ – емпірична функція розподілу напрацювання до призупинення випробувань, що



оцінюється множинним методом.

З умови (8) витікає, що параметри θ_j можна визначити за формулою

$$\theta_j = \frac{1 - \sqrt{1 - W_j}}{W_j},$$

$$\text{де } W_j = \frac{(n_{oj} + n_{pj})}{M - \sum_{k=1}^{j-1} (n_{ok} + n_{pk})}.$$

При проведенні практичних розрахунків розглянутим способом, слід обмежуватися інтервалом, який передуює тому, в якому значення емпіричної функції розподілу всієї цензурованої вибірки

$$\tilde{F}_{ci} = \frac{\sum_{j=1}^i (n_{oj} + n_{pj})}{M}$$

сягає одиниці. Після непараметричної оцінки емпіричної функції ймовірності безвідмовної роботи, її значення можна використовувати безпосередньо для визначення інших показників надійності, наприклад, середнього або гамма-відсоткового ресурсу, а можна попередньо підібрати теоретичний закон розподілу, оцінивши його параметри за отриманими емпіричними значеннями ймовірності.

Послідовність аналізу цензурованих експлуатаційних даних, розглянемо на прикладі. В результаті експлуатаційних спостережень за 40 тракторами (марка і модель не вказуються без згоди виробника) при їх використанні на всіх видах сільськогосподарських робіт, отримано випадково цензуровані справа дані про напрацювання (у мото-годинах) до перших механічних відмов задніх ведучих мостів. Відповідний варіаційний ряд (упорядкована в порядку зростання вибірка) напрацювань до відмови, та до призупинення спостережень без відмови (позначені зірочкою), має вигляд:

600, 872*, 1025*, 1082*, 1089, 1158, 1220, 1230*, 1282, 1318, 1387, 1401, 1419*, 1425, 1425*, 1540, 1602*, 1606, 1672*, 1680, 1700, 1740*, 1784, 1806*, 1926*, 1970, 1978, 1978*, 2025*, 2060*, 2120, 2123*, 2192*, 2200*, 2279*, 2520, 2858, 3390*, 3600, 4414*.

Після групування вибірки по 8 інтервалах ($\Delta t = 400$ мото-годин) одержано частоти попадань напрацювань до відмов n_o і до призупинень n_n в кожен інтервал. Ці дані наведено в таблиці 2. В ній також для кожного інтервалу наводяться результати розрахунку емпіричної функції розподілу \tilde{F}_c , допоміжних величин W_j , θ_j , M_j , і оцінюваної



емпіричної функції ймовірності безвідмовної роботи ведучих мостів R_j .

З використанням значень емпіричної функції R_j , проведено наближену оцінку параметрів форми ν і масштабу a закону Вейбулла. Для цього було використано відомий спосіб попередньої лінеаризації рівняння закону Вейбулла з наступною оцінкою параметрів за методом найменших квадратів. Відповідні розрахункові формули мають вигляд [4]

$$\nu^* = \frac{\kappa \sum y_j \cdot x_j - \sum y_j \sum x_j}{\kappa \sum x_j^2 - \left(\sum x_j \right)^2}; \quad a^* = \exp\left(\frac{c}{\nu^*}\right), \quad (9)$$

$$\text{де } c = \frac{\sum x_j \sum y_i \cdot x_j - \sum y_j \sum x_j^2}{\kappa \sum x_j^2 - \left(\sum x_j \right)^2};$$

$$y_i = \ln \ln\left(\frac{1}{R_j}\right); \quad x_j = \ln t_j;$$

κ – кількість інтервалів групування; t_j - права межа j -го інтервалу.

Таблиця 2

Оцінка емпіричної ймовірності безвідмовної роботи ведучих мостів

№ інт.	t_j , МОТО- Г	n_o	n_{Π}	\tilde{F}_c	W_j	θ_j	M_j	R_j
1	1000	1	1	0,050	0,050	0,5064	39,4936	0,9747
2	1400	6	3	0,275	0,2368	0,5337	36,3989	0,8141
3	1800	7	5	0,575	0,4138	0,5664	26,168	0,5963
4	2200	3	7	0,825	0,5882	0,6091	12,7363	0,4559
5	2600	1	2	0,900	0,4286	0,5695	5,861	0,3781
6	3000	1	0	0,925	0,250	0,5359	4,000	0,2836
7	3400	0	1	0,950	0,3333	0,5505	2,4495	0,2836
8	3800	1	0	0,975	0,500	0,5858	2,000	0,1418

В результаті оцінки параметрів функції розподілу напрацювання до відмови ведучих мостів за формулами (9) отримано значення $\nu^*=2,9$ і $a^*=2741$ мото-годин.

Уточнена оцінка параметрів теоретичного розподілу за критерієм



найменших квадратів проводиться шляхом прямої мінімізації суми:

$$S(a, \nu) = \sum_{j=1}^k \left\{ R_j - \exp \left[- \left(\frac{t_j}{a} \right)^\nu \right] \right\}^2,$$

яку можна здійснювати, наприклад, методом покоординатного спуску [10, 12], використовуючи значення a^* і ν^* в якості початкового наближення. Уточнені в такий спосіб величини параметрів в умовах прикладу складають $\nu = 2,04$ і $a = 2710$ мото-годин. Середнє напрацювання до відмов мостів складає $T_o = a \cdot \Gamma\left(1 + \frac{1}{\nu}\right) = 2710 \cdot \Gamma\left(1 + \frac{1}{2,04}\right) = 2400$ мото-годин.

Аналогічним чином було проведено оцінку параметрів функції розподілу фактичної тривалості експлуатаційних спостережень \tilde{F}_c , яка дала такі результати: $\nu_c = 3,54$ та $a_c = 1917$ мото-годин. Відповідно, середня тривалість спостережень склала $T_c = 1725$ мото-годин. Отже, за рахунок прискореної оцінки характеристик надійності за цензурованими даними, тривалість експлуатаційних спостережень у середньому по одній машині була скорочена на 675 мото-годин (приблизно на 28%). Слід зазначити, що для отримання повних даних про напрацювання до відмови мостів на 20 машинах, випробування яких було призупинено, потрібно було б подовжити їхні експлуатаційні випробування в середньому на 1350 мото-годин, що приблизно відповідає їх річному напрацюванню в умовах рядової експлуатації.

Висновки та перспективи досліджень. При прискореній оцінці характеристик надійності за результатами стендових випробувань, для забезпечення достовірності статистичних висновків, доцільно об'єднання даних про випробування дослідних зразків з результатами випробувань конструктивно подібних аналогів. Практична реалізація такого підходу, яка була виконана для прискорених випробувань в томи корпусів ведучих мостів, підтвердила його ефективність.

З огляду на те, що найчастіше внаслідок скорочених експлуатаційних випробувань чи спостережень, одержувані дані можна у статистичному відношенні кваліфікувати як випадково цензуровані вибірки, для їхнього аналізу слід використовувати найбільш ефективні сучасні методи. До них може бути віднесений модифікований для згрупованих за інтервалами даних множувальний метод, зміст якого викладено у статті.

Як при стендових, так і при експлуатаційних випробуваннях перспективним напрямом компенсації недостатності обсягу статистичної інформації, є використання методів статистичного непараметричного (бутстреп) моделювання з побудовою інтервальних довірчих оцінок.



Список використаних джерел

1. Анилович В. Я., Гринченко А. С., Литвиненко В. Л. Надежность машин в задачах и примерах / Под ред. В.Я. Аниловича. Харьков: Око, 2001. 320с.
2. Анілович В. Я. Анілович Міцність та надійність машин / В. Я. Анілович, О. С. Гринченко, В. В. Карабін та ін.; За ред. В.Я. Аніловича. К. Урожай, 1996. 288с.
3. Grynchenko O. S.; Kukhtov V. G. Надійність машин: Практикум; ТОВ «Планета - Принт».: Харьков, Украина, 2018; 140с
4. Гринченко А. С. Механическая надежность мобильных машин: Оценка, моделирование, контроль; Віровець А.П. "Апостроф": Харьков, Украина, 2012. 259 с.
5. Алфьоров О. І., Гринченко О. С. Прогнозування показників механічної надійності за результатами прискорених випробувань. *Вісник Харків. нац. техн. ун-ту сіл. госп-ва ім. П. Василенка*. Харків, 2013. Вип. 133: *Ресурсозберігаючі технології, матеріали та обладнання у ремонтному вир-ві*. С. 255–261.
6. Alforyov O., Grynchenko O., Ponomarenko V., Shchur T., Tomporowski A., Kruszelnicka W., Walichnowska P. Agricultural Equipment Design Optimization Based on the Inversion Method. *Agriculture* 2022, 12, 1410. <https://doi.org/10.3390/agriculture12091410>
7. Alforyov O., Grynchenko O. Quickened defining test with limiting combined regimens. *Motrol. Commission of Motorization and Energetics in Agriculture*. Lublin-Rzeszów. 2013. Vol. 15, № 7. P. 36–40.
8. Гринченко А., Алфєров А. Основы прогнозирования и управления надежностью в условиях экстремальных нагрузок; ТОВ «Планета - Принт».: Харьков, Украина, 2017. 136 с.
9. Woo S. Reliability Design of Mechanical Systems a Guide for Mechanical and Civil Engineers, 2nd ed.; Springer Nature Singapore Pte Ltd.: Singapore, 2020. 476 p.
10. Grynchenko O., Alforyov O. Mechanical Reliability. In Prediction and Management under Extreme Load Conditions; Springer Nature: Cham, Switzerland, 2020. 125p.
11. Савченко В. Б., Свіргун О. А., Іванов В. І., Концевич О. А., Шевченко І. В. Використання методів статистичного моделювання при прогнозуванні надійності ведучих мостів. *Технічний сервіс агропромислового, лісового та транспортного комплексів*. 2018. № 13. С. 248–252.
12. Wan, L.; Chen, H.; Ouyang, L.; Chen, Y. A new ensemble modeling approach for reliability-based design optimization of flexure-based bridge-type amplification mechanisms. *Int. J. Adv. Manuf. Technol.* 2020, 106, Pp. 47–63.
13. Xiao, N.C.; Zuo, M.J.; Zhou, C.N. A new adaptive sequential



sampling method to construct surrogate models for efficient reliability analysis. *Reliab. Eng. Syst. Saf.* 2018, 169, Pp. 330–338.

14. Xiao, N.C.; Zhan, H.Y.; Kai, Y. A new reliability method for small failure probability problems by combining the adaptive importance sampling and surrogate models. *Comput. Methods Appl. Mech. Eng.* 2020, 372, 113336.

15. McPherson J. W. *Reliability Physics and Engineering: Time-To-Failure Modeling*; Springer: Cham, Switzerland, 2019.

16. Tuinema B.W., Rueda Torres J. L., Stefanov A. I., Gonzalez F. M., van der Longatt M.A.M. *Probabilistic Reliability Analysis of Power Systems*; Springer: Cham, Switzerland, 2020.

17. Birolini, A. *Reliability Engineering*; Springer: Berlin/Heidelberg, Germany, 2017.

18. Solanki R. B., Kulakarni H. D., Singh S., Verma A. K., Varde P. V., Optimization of regression model using principal component regression method in passive system reliability assessment. *Prog. Nucl. Energy* 103, (2018) Pp. 126–134.

19. Wang C. *Structural Reliability and Time-Dependent Reliability*; Springer: Berlin/Heidelberg, Germany, 2021.

20. Verma A. K.; Ajit S., Karanki D. R. *Reliability and Safety Engineering*; Springer: Berlin/Heidelberg, Germany, 2010.

21. Gu J., Pecht M. Prognostics and health management using physics-of-failure. *In Proceedings of the 2008 Annual Reliability and Maintainability Symposium*, Las Vegas, NV, USA, 28–31 January 2008; Pp. 481–487.

22. Si X., Chang-Hua H., Wang W., Zhou D. A Wiener-process-based degradation model with a recursive filter algorithm for remaining useful life estimation. *Mech. Syst. Sign. Process.* 2013, 35, Pp. 219–237.

Стаття надійшла до редакції 20.04.2023 р.

O. Alfiorov¹, V. Savchenko², O. Svirgun²

¹Sumy National Agrarian University

²State Biotechnological University

ASSESSMENT OF RELIABILITY INDICATORS BASED ON THE RESULTS OF TESTS ON STANDS AND IN OPERATION

Summary

An accelerated assessment of the mechanical reliability of machine elements is carried out based on the results of analysis of bench and operational tests carried out in a short time. If such tests are carried out at the design stage, then they are characterized by a small amount of data on the studied characteristics of the object. This reduces the accuracy of statistical inferences. It is possible to improve the accuracy of reliability estimation under such conditions by using additional data that were obtained earlier when testing similar objects. When combining and joint analysis, heterogeneous data are



proposed to be considered as realizations of similar random variables.

In the proposed work, an example of combining information on fatigue life tests of serial and modernized tractor drive axles is considered in detail. The use of the likelihood equations made it possible to obtain estimates of the strength and reliability indicators characterizing the real efficiency of the constructive modernization of the drive axle housing. It is also concluded that it is possible to use bootstrap modeling to simulate an increase in the volume of samples when assessing individual reliability indicators.

It is known that the most complete and reliable information about the reliability characteristics of mass-produced equipment can be obtained on the basis of the collection and analysis of operating data. Acceleration of the assessment here is achieved by reducing the time of testing through the use of special methods of statistical analysis and forecasting. This is because the results of reduced field tests are usually so-called censored samples. They contain not only data about machine failures, but also data that the machine has not been brought to a failure state for a certain period of time.

The considered example shows that the proposed multiplier method for restoring the empirical distribution function allows taking into account both information about failures and information about the absence of failures in the interval estimation. The empirical values of the function can be further approximated by a theoretical law, the parameters of which are proposed to be determined using the least squares method. It is shown that taking into account the full information about the reduced tests can significantly speed up the required result.

Key words: machine reliability, test results, statistical analysis, reliability indicators, empirical distribution, simulation of implementations.