УДК 65.8.5.011.56:65.01

ВИЗНАЧЕННЯ ІМОВІРНОСТІ ЕКСТРЕМАЛЬНИХ ПОДІЙ У БУДІВНИЦТВІ

Беспалова А.В., Харитонов А.І. (Одеська державна академія будівництва і архітектури), **Худенко Н.П.** (Одеська національна академія харчових технологій)

Для обчислювання імовірності екстремальних подій у будівництві використовується узагальнена щільність імовірності, яка є рішенням модифікованого рівняння Пірсона, а також універсальна функція розподілу екстремальних подій

У будівництві, як і в інших галузях промисловості, екстремальні події виникають під впливом людських і технічних факторів. До людських факторів варто віднести професійно-кваліфікаційний рівень праці виконавців, ступінь дотримання принципів наукової організації праці, рівень трудової і технологічної дисципліни. Серед технічних факторів відзначимо матеріальні, що характеризують відповідність експлуатаційно-технічним вимогам сортаменту, якості експлуатаційній надійності конструкційних матеріалів і устаткування. Закон розподілу часу t безвідмовної роботи є основним поняттям теорії надійності [1] і аналітично представляється щільністю імовірності $f(t)$ чи функцією розподілу $F(t)$. Такі функції визначаються методом іспитів наробітків на відмовлення. Приймаючи момент відмовлення виробу, машини чи апарата рівним моменту появи екстремальної події, дійдемо висновку про можливість використання практики розрахунків надійності до обчислення імовірностей екстремальних подій

$$P_t(A) = F(t), \tag{1}$$

де: $P_t(A)$ – імовірність екстремальної події,

$F(t)$ – імовірність відмовлення.

У теорії надійності застосовуються п'ять функцій $F(t)$:

1. Показовий (експонентний) закон.
2. Усічений нормальний закон.
3. Логарифмічно нормальний закон (логнормальний закон).
4. Закон Вейбула.
5. Гамма-розподіл.

Звідси випливають п'ять формул імовірностей екстремальних подій під впливом технічних факторів:

1. При раптових ушкодженнях чи ударних навантаженнях

$$P_t(A) = 1 - e^{-\lambda t}$$

2. При поступовому зношуванні, руйнуванні від утоми і корозії

$$P_t(A) = \frac{\Phi(\frac{t - t_0}{\delta})}{\Phi(b) - \Phi(a)},$$

де: $\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{z} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$ – нормальний закон.

3. При руйнуваннях від утоми у процесі навантаження

$$P_t(A) = \Phi(\frac{1}{\delta} \ln \frac{t}{t_0}).$$

4. Для руйнувань через старіння матеріалу

$$P_t(A) = 1 - \exp(-ct^{\nu})$$

5. Для ушкоджень, що накопичуються, і миттєвих перевантажень

$$P_t(A) = \frac{\Gamma(\alpha + 1, \frac{t}{\beta})}{\Gamma(\alpha + 1)}.$$

Три з цих розподілів (показовий, нормальний і гамма-розподіл) поєднує один загальний закон – розподіл Пірсона, у якого щільність імовірності є рішенням диференціального рівняння

$$\frac{df}{dt} = \frac{t - a}{b_0 + 2b_1 t + b_2 t^2} f(t), \qquad (2)$$

де: a – мода розподілу.

b_0, b_1, b_2 – коефіцієнти, що визначають тип розподілу екстремальних подій [2](табл.1):

Таблиця 1

Ознаки розподілу екстремальних подій

N	Назва розподілу	Ознаки розподілу
1	Показовий	$D = 0; \lambda = 0; a = 0$
2	Нормальний	$D = 0; a \neq 0; \lambda$ - невизначено
3	Гамма-розподіл	$D < 0, \lambda = \infty \quad b_0 + 2b_1 t + b_2 t^2 = 2(t + t_0)b_1$
4	Логнормальний розподіл	$\frac{a^2}{\delta_0^2} e^{3\delta_0^2}(e^{\delta_0^2} - 1) = 1 \quad \delta_0^2 = \delta^2(a, b_0, b_1, b_2)$
5	Розподіл Вейбула	$\frac{\hat{b}}{a}(1 - \frac{1}{\nu_0})^{\frac{1}{\nu_0}} = 1, b_0 = 0, \nu_0 = \nu(a, b_1, b_2)$

$D = b_0 b_2 - b_1^2$; $\lambda = \dfrac{b_1^2}{b_0 b_2}$; $\hat{b} = (\hat{c})^{-\frac{1}{\gamma}}$ – рішення системи (3)

$$\hat{b} = \left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} t_i^{\hat{\gamma}}\right]^{\frac{1}{\hat{\gamma}}}; \qquad \hat{\gamma} = n \Bigg/ \left[\left(\frac{1}{\hat{b}}\right)^{\hat{\gamma}} \sum_{i=1}^{n} t_i^{\hat{\gamma}} \ln t_i - \sum_{i=1}^{n} \ln t_i\right]. \tag{3}$$

Якщо статистичні дані незадовільно зображують закон Пірсона, то рекомендується використовувати універсальну функцію розподілу у вигляді ряда Тейлора

$$y(t) = F_0 + \sum_{n=1}^{\infty} B_n (t - t_0)^n , \tag{4}$$

де: t_0 – мода;

F_o – модальне значення функції розподілу;

B_n – коефіцієнти рішення задачі Коши

$$y'' + \frac{c_1 t + c_2}{t^2 + 1} y' + \frac{c_3 t^2 + c_4 t + c_5}{(t^2+1)^2} y = 0 \tag{5}$$

Невідомі параметри рівняння (5)знаходимо методом моментів, що зводиться до рішення лінійної системи рівнянь при $k = 1,\ldots,5$:

$$(e_o m_{k+1} + m_{k+3}) c_1 + (e_o m_k + m_{k+2}) c_2 + \frac{T^{k+3} - m_{k+3}}{k+3} c_3 + \frac{T^{k+2} - m_{k+2}}{k+2} c_4 +$$

$$+ \frac{T^{k+1} - m_{k+1}}{k+1} c_5 = e_o^2 k m_{k-1} + 2 e_o (k+2) m_{k+1} + (k+4) m_{k+3}$$

де: m_k – початковий момент k -того порядку;

e_o – квадрат одиниці часу.

Таким чином, розподіли екстремальних подій, які включають п'ять відомих законів розподілів відмовлень теорії надійності, й універсальний розподіл дають можливість враховувати імовірність стану підсистем, що необхідно для розробки заходів проти наднормативної дії дестабілізуючих факторів, впливаючих на виконання будівельних робіт.

1. Надежность и долговечность машин и оборудования. Опыт и теоретические исследования / Под ред. А.С. Пронникова. – М.: Изд-во стандартов, 1972. – 529 с.
2. Справочник по теории вероятностей и математической статистике/ В.С. Королюк, Н.И. Портенко, А.В. Скороход, А.Ф. Турбин. – М.: Наука, 1985. – 640 с.