

**МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ**  
**ХАРКІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ**  
**МІСЬКОГО ГОСПОДАРСТВА імені О. М. БЕКЕТОВА**

**МЕТОДИЧНІ РЕКОМЕНДАЦІЇ**

до проведення практичних занять  
із навчальної дисципліни

**«НАДІЙНІСТЬ ЕЛЕКТРОЕНЕРГЕТИЧНИХ, ЕЛЕКТРОТЕХНІЧНИХ  
ТА ЕЛЕКТРОМЕХАНІЧНИХ СИСТЕМ»**

*(для здобувачів другого (магістерського) рівня вищої освіти  
всіх форм навчання зі спеціальності*

*141 – Електроенергетика, електротехніка та електромеханіка,  
освітніх програм «Електричний транспорт», «Електричні системи і  
комплекси транспортних засобів», «Електротехнічні системи  
електроспоживання», «Магістральні електричні мережі: управління,  
експлуатація та розвиток», «Світлотехніка і джерела світла»,  
«Електроенергетика, електротехніка та електромеханіка»)*

**Харків**  
**ХНУМГ ім. О. М. Бекетова**  
**2024**

Методичні рекомендації до проведення практичних занять із навчальної дисципліни «Надійність електроенергетичних, електротехнічних та електромеханічних систем» (для здобувачів другого (магістерського) рівня вищої освіти всіх форм навчання зі спеціальності 141 – Електроенергетика, електротехніка та електромеханіка, освітніх програм «Електричний транспорт», «Електричні системи і комплекси транспортних засобів», «Електротехнічні системи електроспоживання», «Магістральні електричні мережі: управління, експлуатація та розвиток», «Світлотехніка і джерела світла», «Електроенергетика, електротехніка та електромеханіка») / Харків. нац. ун-т міськ. госп-ва ім. О. М. Бекетова ; уклад. : В. Х. Далека, Н. І. Кульбашна. – Харків : ХНУМГ ім. О. М. Бекетова, 2024. – 70 с.

Укладачі: д-р техн. наук, проф. В. Х. Далека,  
канд. техн. наук, доц. Н. І. Кульбашна

#### Рецензент

**В. Т. Доманський**, доктор технічних наук, професор кафедри електричного транспорту Харківського національного університету міського господарства імені О. М. Бекетова

*Рекомендовано кафедрою електричного транспорту, протокол № 4 від 24 листопада 2023 р.*

Методичні рекомендації призначені для здобувачів спеціальності 141 – Електроенергетика, електротехніка та електромеханіка для набуття досвіду вирішення практичних завдань та прикладного використання для визначення показників надійності, збору та обробки інформації про надійність, встановлення періодичності технічних впливів та оптимального запасу агрегатів і можуть бути використані аспірантами та працівниками підприємств міського електричного транспорту.

## ЗМІСТ

Вступ . . . . .	4
Практичне заняття 1 Показники якості енергії та електропостачання. . . . .	5
Практичне заняття 2 Визначення оціночних показників надійності. . . . .	10
Практичне заняття 3 Статистична обробка результатів спостереження за відмовами. . . . .	13
Практичне заняття 4 Аналіз надійності об'єктів за нормальним законом розподілу відмов. . . . .	18
Практичне заняття 5 Аналіз надійності об'єктів за показовим законом розподілу відмов . . . . .	26
Практичне заняття 6 Розрахунок залишкового ресурсу елементів систем електроенергетики, електротехніки та електромеханіки. . . . .	30
Практичне заняття 7 Розрахунок гамма-відсоткового ресурсу. . . . .	33
Практичне заняття 8 Довірчий інтервал та довірча ймовірність. . . . .	36
Практичне заняття 9 Визначення оптимального міжремонтного періоду. . . . .	40
Практичне заняття 10 Визначення оптимального запасу агрегатів, машин, вузлів. . . . .	45
Практичне заняття 11 Прогнозування загальної кількості відмов на підставі багаторічних тенденцій. . . . .	47
Практичне заняття 12 Оцінка надійності ергатичної системи «Водій – транспортний засіб – дорожнє середовище». . . . .	51
Практичне заняття 13 Застосування методів експертології для оцінювання надійності об'єктів. . . . .	55
Практичне заняття 14 Врахування ризиків під час оцінювання надійності . . . . .	59
Практичне заняття 15 Економічна оцінка впровадження заходів із підвищення надійності. . . . .	62
Список рекомендованих джерел. . . . .	68

## ВСТУП

*Метою* викладання навчальної дисципліни «Надійність електроенергетичних, електротехнічних та електромеханічних систем» є формування у студентів системи знань правових, економічних та технологічних аспектів керування працездатністю технічних засобів, об'єктів та інноваційної діяльності в ергатичних системах.

Навчальною програмою передбачено проведення лекцій та виконання практичних занять в обсягах відповідно 16 та 32 години за змістовими модулями:

*ЗМ1 Безвідмовність технічних систем.*

Розглядаються основні вимоги міжнародних нормативів якості до надійності технічних систем та надання послуг. Оціночні показники надійності .

*ЗМ2 Експлуатаційна надійність технічних систем.*

Розглядаються питання визначення показників експлуатаційної надійності та їх використання в управлінні станом технічних засобів та об'єктів електроенергетичних, електротехнічних та електромеханічних систем

*ЗМ3 Основи теорії ризику.*

Розглядаються питання щодо ризиків при забезпеченні відповідного рівня надійності електроенергетичних, електротехнічних та електромеханічних систем.

У період проведення занять за дистанційною формою навчання на основі матеріалів для практичних занять також можуть формуватись відповідні контрольні завдання.

## Практичне заняття 1

### ПОКАЗНИКИ ЯКОСТІ ЕНЕРГІЇ ТА ЕЛЕКТРОПОСТАЧАННЯ

*Мета: ознайомитися із сучасними методами оцінювання якості енергії та надійності електропостачання.*

Показники якості енергії та електропостачання регламентуються як міжнародними, так і національними стандартами України. В Європі прийнято Європейський стандарт EN 50160-2007 про якість електроенергії. Відповідно до цього стандарту під якістю електроенергії розуміється не тільки традиційне відхилення і колювання напруги і частоти, гармонійний склад, несинусоїдальність і несиметрія напруги, питання перенапруження, але і якість безперебійності постачання електроенергії.

До Європейського стандарту EN 50160-2007 включено пункт 3.18 «Відключення електропостачання». Мова йде про якість не тільки електроенергії, яка поставляється, але й про надійність електропостачання, відповідно до якого відключення електропостачання може бути розцінено як:

- передбачене, коли споживачі мережі поінформовані заздалегідь про проведення запланованих робіт на розподільчій мережі;
- випадкове, коли вони спровоковані неусувними або самоусувними ушкодженнями, здебільшого пов'язаними із зовнішніми подіями, з аваріями або зовнішніми причинами.

Випадкове відключення постачання електроенергії може бути розцінено як:

- тривале відключення, що перевищує 3 хвилини;
- короткочасне відключення до 3 хвилин.

До стандарту України належить ДСТУ EN 50160:2014 «Характеристики напруги електропостачання в електричних мережах загального призначення».

Системи електропостачання повинні відповідати затвердженим показникам якості електропостачання, які характеризують:

- рівень надійності (безперервності) електропостачання;
- рівень комерційної якості надання послуг з розподілу електричної енергії ;
- рівень якості електричної енергії.

Надійність (безперервність) електропостачання характеризується кількістю, тривалістю перерв в електропостачанні та обсягом недовідпущеної електричної енергії.

Надійність (безперервність) електропостачання споживача характеризується такими показниками:

1) індекс середньої тривалості довгих перерв в електропостачанні в системі (SAIDI) розраховується як відношення сумарної тривалості довгих перерв в електропостачанні в точках комерційного обліку електричної енергії, в яких було припинене електропостачання за звітний період, до загальної кількості точок комерційного обліку електричної енергії, який розраховують за формулою:

$$SAIDI = \frac{\sum_{i=1}^k t_i \cdot n_i}{n}, \text{ хв}, \quad (1.1)$$

де  $t_i$  – тривалість  $i$ -ї довгої перерви в електропостачанні, хв;

$n_i$  – кількість точок комерційного обліку електричної енергії, у яких було припинено електропостачання у результаті  $i$ -ої довгої перерви в електропостачанні, шт.;

$k$  – кількість довгих перерв в електропостачанні протягом звітного періоду;

$i$  – номер довгої перерви в електропостачанні,  $i = 1, 2, 3, \dots k$ ;

$n$  – загальна кількість точок комерційного обліку електричної енергії, шт.;

2) індекс середньої частоти довгих перерв в електропостачанні в системі (SAIFI) розраховується як відношення сумарної кількості відключених точок комерційного обліку електричної енергії, у яких було припинено електропостачання внаслідок усіх довгих перерв в електропостачанні протягом звітного періоду, до загальної кількості точок комерційного обліку електричної енергії, який розраховують за формулою:

$$SAIFI = \frac{\sum_{i=1}^k n_i}{n}, \text{ хв,} \quad (1.2)$$

де  $n_i$  – кількість точок комерційного обліку електричної енергії, в яких було припинено електропостачання у результаті  $i$ -ої довгої перерви в електропостачанні, шт.;

$k$  – кількість довгих перерв в електропостачанні протягом звітного періоду;

$i$  – номер довгої перерви в електропостачанні,  $i = 1, 2, 3, \dots k$ ;

$n$  – загальна кількість точок комерційного обліку електричної енергії, шт.;

3) індекс середньої частоти коротких перерв в електропостачанні в системі (MAIFI) розраховується як відношення сумарної кількості відключених точок комерційного обліку електричної енергії протягом звітного періоду до загальної кількості точок комерційного обліку електричної енергії, який розраховують за формулою:

$$MAIFI = \frac{\sum_{j=1}^r n_j}{n}, \quad (1.3)$$

де  $n_j$  – кількість точок комерційного обліку електричної енергії, в яких було припинено електропостачання у результаті  $j$ -ї короткої перерви в електропостачанні, шт.;

$r$  – кількість коротких перерв в електропостачанні протягом звітного періоду;

$j$  – номер короткої перерви в електропостачанні,  $j = 1, 2, 3, \dots r$ ;

$n$  – загальна кількість точок комерційного обліку електричної енергії, шт.

4) розрахунковий обсяг невідпущеної електроенергії (ENS) розраховується як сума добутків кількості точок комерційного обліку електричної енергії, в яких було припинено електропостачання, на тривалість довгої перерви та на середнє споживання електроенергії на відповідному рівні напруги, який розраховують за формулою:

$$ENS = \sum_{i=1}^k \frac{n_i^{Z_1} \cdot t_i \cdot Q^{Z_1}}{T}, \text{ тис. кВт} \cdot \text{год,} \quad (1.4)$$

де  $Z^1$  – ознака рівня напруги та відповідної території ( $Z^1$  – 0,4 кВ – міський населений пункт,  $Z^2$  – 0,4 кВ – сільський населений пункт,  $Z^3$  – 6...20 кВ – міський населений пункт,  $Z^4$  – 6...20 кВ – сільський населений пункт,  $Z^5$  – 27,5...35 кВ,  $Z^6$  – 110/154 кВ);

$i$  – номер довгої перерви в електропостачанні,  $i = 1, 2, 3, \dots k$ ;

$n_i^{Z^1}$  – кількість точок комерційного обліку електричної енергії, у яких було припинено електропостачання внаслідок  $i$ -ої довгої перерви, з  $Z^1$ -ю ознакою рівня напруги та відповідної території, шт.;

$t_i$  – тривалість  $i$ -ї довгої перерви в електропостачанні, хв;

$Q^{Z^1}$  – середньомісячне споживання електричної енергії в попередньому році на одну точку комерційного обліку електричної енергії з  $Z^1$ -ою ознакою рівня напруги та відповідної території, тис. кВт·год;

$T$  – звітний період часу (середньомісячний за рік), перерахований у хвилинах,  $T = 43\ 800$  хв.

Розглянемо приклад. Дані про тривалість відключень та кількість відключених від обслуговування споживачів подано у таблиці 1.1.

Таблиця 1.1 – Вихідні дані

Номер перерви у постачанні	Час відновлення після припинення електропостачання, хв	Кількість відключених споживачів
1	7	6 200
2	10	12 000
3	100	8 500

Відомо також, що загальна кількість споживачів становить 20 000. Розрахунок показників SAIDI та SAIFI наведено у таблиці 1.2.



Таблиця 1.2 – Розрахунок показників SAIDI та SAIFI

Номер перерви у постачанні	Час відновлення після припинення електропостачання $t_i$ , хв	Кількість відключених споживачів $n_i$	$t_i \cdot n_i$
1	7	6 200	43 400
2	10	12 000	120 000
3	100	8 500	8 500 000
Разом		26 700	1 013 400
Загальна кількість споживачів		20 000	
SAIDI		50,67	хв / споживача · рік
SAIFI		1,3	відключень / споживача · рік

Наведені показники легко контролюють енергопостачальні компанії, що зацікавлені у забезпеченні надійності обслуговування споживачів і можуть бути якісно оцінені регуляторами. Обчислюють їх за такими групами: загальна мережа, великі міста, маленькі міста, селища, підстанції, вузли. Залежно від рівня відхилень цих показників розподільні компанії зобов'язані виплатити компенсації споживачам за непоставлену електроенергію незалежно від причин відхилення. При цьому відключенням вважається подія, що призводить до перерви поставок електроенергії хоча б одному споживачу упродовж більше 3-х хвилин.

## Практичне заняття 2

### ВИЗНАЧЕННЯ ОЦІНОЧНИХ ПОКАЗНИКІВ НАДІЙНОСТІ

*Мета: отримати навички оцінювання надійності на підставі головних оціночних показників.*

Головними оціночними показниками надійності технічних систем та їхніх складових є коефіцієнт відмов, параметр потоку відмов, середнє напрацювання на відмову та ймовірність безвідмовної роботи об'єктів, устаткування та його елементів.

*Коефіцієнт відмов* – це величина, що показує, який відсоток становлять від загальної кількості відмов відмови  $i$ -того агрегату або системи. Цей показник визначається за формулою:

$$K_{\text{відм}} = \frac{m_i}{m_0} \cdot 100\% , \quad (2.1)$$

де  $m_i$  – кількість відмов  $i$ -ого агрегату, системи (наприклад, кількість відмов електричного або механічного обладнання) за відповідний період;

$m_0$  – кількість усіх відмов (окремих систем, агрегатів, якщо розглядається надійність їхніх елементів) за відповідний період.

*Параметр потоку відмов* – величина, що визначає кількість відмов технічної системи або її елемента на одну годину напрацювання за відповідний період:

$$\omega(T) = \frac{m_i}{T_{\text{ДР}}} , 1/\text{Год} , \quad (2.2)$$

де  $T_{\text{ДР}}$  – сумарне річне напрацювання відповідних технічних засобів або напрацювання за відповідний період (місяць, квартал тощо).

*Середнє напрацювання на відмову* – величина, яка є зворотною до параметру потоку відмов і визначає середнє значення напрацювання до першої відмови (або між відмовами):

$$T_{\text{сер}} = \frac{T_{\text{ДР}}}{m_i} = \frac{1}{\omega(T)}, \text{ год.} \quad (2.3)$$

*Імовірність безвідмовної роботи* визначає ймовірність того, що рухомий склад (об'єкт) загалом буде працювати без відмов протягом заданого періоду напрацювання:

– для рухомого складу депо загалом за підприємством визначають за формулою:

$$P(L) = 1 - \frac{N_{\text{відм}}}{N_i}; \quad P(T) = 1 - \frac{N_{\text{відм}}}{N_i}, \quad (2.4)$$

– для елементів технічних засобів (для систем електропостачання та освітлення, в яких напрацювання оцінюють кількістю годин роботи) визначають за формулою:

$$P(L) = e^{-\omega \cdot L}; \quad P(T) = e^{-\omega \cdot t}, \quad (2.5)$$

де  $N_{\text{відм}}$  – кількість рухомого складу або об'єктів, у яких хоч раз була відмова будь-якого вузла або елемента за період, що розглядається;

$L$  – пробіг одиниці рухомого складу за період, що розглядається, км;

$T$  – напрацювання одиниці обладнання (елементу), що розглядається.

Встановлено нормативний рівень імовірності безвідмовної роботи  $P(L) = 0,90 \dots 0,95$  для вузлів та елементів рухомого складу, який не може бути меншим для систем і агрегатів, що забезпечують безпеку руху на лінії (гальмівна система, колеса, рульове управління тощо), для інших систем він має становити  $P(L) = 0,85 \dots 0,90$ .

*Приклад.* Визначити оціночні показники надійності світильників торгового центру, якщо їхня інвентарна кількість становить 300 шт., щомісячне напрацювання світильника – 360 год, кількість усіх видів відмов за рік – 23 відмови. Тобто маємо:  $N_i = 300$  шт.;  $T_m = 360$  год,  $m_i = 23$ . Потрібно знайти параметри:  $\omega(T)$ ,  $T_{\text{сер}}$ ,  $P(T)$ .

*Розв'язання.* Параметр потоку відмов визначаємо за формулою (2.2):

$$\omega(T) = \frac{23}{300 \times 360 \times 12} = 0,0000177,$$

де 12 – кількість місяців у році.

Середнє напрацювання на відмову визначаємо за формулою (2.3):

$$T_{\text{ср}} = \frac{1}{0,0000177} = 56347 \text{ год.}$$

Імовірність безвідмовної роботи визначаємо за формулою (2.4):

$$P(T) = e^{-0,0000177 \times 5000} = 0,915.$$

де  $t$  – напрацювання від 0 до 10 000 год з інтервалом 2 000 год.

Отже, визначено оціночні показники надійності таких технічних об'єктів, як світильники, виходячи з часу напрацювання на відмову. Подібним способом можна визначити ймовірність безвідмовної роботи рухомого складу за напрацюванням пробігу.

Варіюючи значення напрацювання часу, напрацювання або пробігу рухомого складу (тобто підставляючи до формули (2.5) різні значення напрацювань часу або пробігу), знаходимо значення ймовірності безвідмовної роботи і будуємо графік залежності  $P(T)$  для технічних засобів (або  $P(L)$  для рухомого складу). Для прикладу, на рисунку 2.1 показано, як змінюється ймовірність безвідмовної роботи рухомого складу за пробігом.

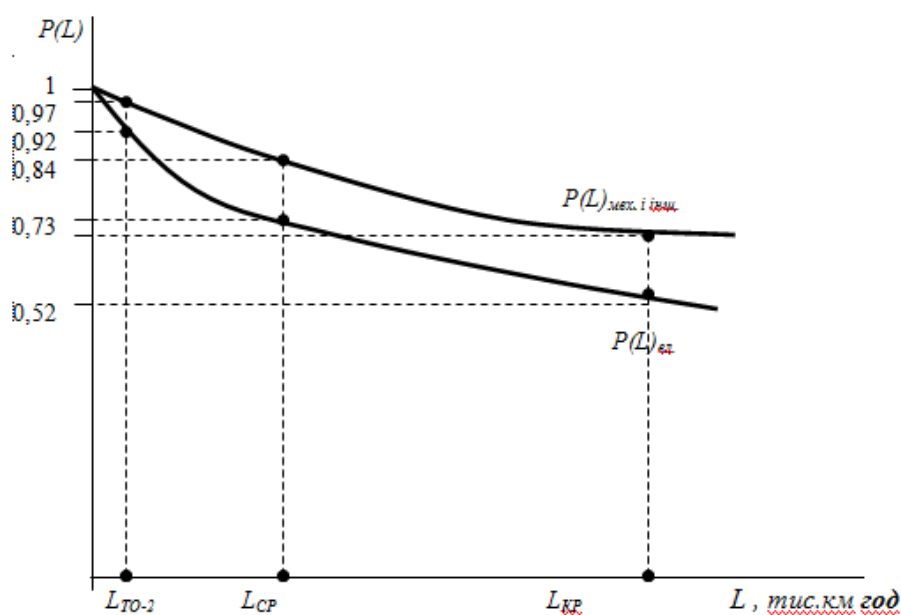


Рисунок 2.1 – Залежність надійності напрацювання пробігу

Пробіг  $L$  беремо таким, щоб оцінити надійність до тих значень пробігів, що визначають періодичність проведення різновидів технічного обслуговування ТО-2, середнього ремонту, капітального ремонту). У разі пробігу для середнього і капітального ремонту ймовірність безвідмовної роботи нижча за нормативні показники (0,85...0,95), що потребує розробки спеціальних заходів з підвищення безвідмовності.

### Практичне заняття 3

#### СТАТИСТИЧНА ОБРОБКА РЕЗУЛЬТАТІВ СПОСТЕРЕЖЕННЯ ЗА ВІДМОВАМИ

*Мета: отримати навички оброблення статистичних даних і визначення характеристик відмов як випадкових величин.*

Випадковою величиною називають величину, яка в результаті досліду може прийняти те або інше значення, причому невідомо заздалегідь, яке саме. До випадкових величин можна віднести час відмови елементів систем електропостачання, кількість елементів, які вийшли з ладу за визначений час, тощо.

Випадкові величини, що приймають тільки відокремлені одне від одного значення, які можна заздалегідь перелічити, називають *дискретними* випадковими величинами.

Якщо можливі значення випадкових величин не відділені одна від одної, вони безупинно заповнюють деякий проміжок, що іноді має різко виражені межі, а частіше – межі невизначені, розпливчасті, то такі випадкові величини називають *безперервними*.

*Законом розподілу випадкової величини* називають будь-яке співвідношення, що встановлює зв'язок між можливими значеннями випадкової величини й відповідними їм імовірностями.

До кількісних показників випадкових величин належать:

а) математичне очікування ряду випадкових величин  $X(i)$  (це значення в теорії надійності визначають як середнє напрацювання на відмову), яке визначають за формулою:

$$m_x^* = \sum_{j=1}^k x_j \cdot P_j^*, \quad (3.1)$$

де  $m_x^*$  – математичне очікування ряду випадкових величин;

$x_j$  – середина  $j$ -го розряду;

$P_j^*$  – частота (імовірність події);

б) значення статистичної дисперсії  $D_x$ , яке визначають за формулою:

$$D_x = \sum_{j=1}^k (x_j - m_x^*)^2 P_j^*; \quad (3.2)$$

в) середньоквадратичне відхилення  $\sigma_x^*$ , яке визначають за формулою:

$$\sigma_x^* = \sqrt{D_x}; \quad (3.3)$$

г) коефіцієнт варіації, який визначають за формулою:

$$V = \frac{\sigma_x^*}{m_x^*}. \quad (3.4)$$

*Приклад.* Проведемо статистичну обробку рядів випадкових величин, що показує результати спостережень за відмовами (табл. 3.1).

Проведення статистичної обробки рядів випадкових величин виконуємо у такій послідовності.

Визначаємо кількість розрядів за формулою:

$$K = 1 + 3,2 \log_{10} N, \quad (3.5)$$

де  $K$  – кількість розрядів;

$N$  – кількість вимірювань.

$$K = 1 + 3,2 \cdot \log_{10} 34 = 6 \text{ розрядів.}$$

Знаходимо мінімальне і максимальне значення випадкових величин  $X_{\min}$  та  $X_{\max}$  і визначаємо довжину розрядів за формулою:

$$\Delta j = \frac{X_{\max} - X_{\min}}{K}, \quad (3.6)$$

де  $\Delta j$  – довжина розряду;

$X_{\min}$ ,  $X_{\max}$  – мінімальне і максимальне значення ряду випадкових величин.

$$\Delta j = \frac{48 - 13}{6} = 5,83.$$

Поділяємо шкалу від  $X_{\min} = 13$  до  $X_{\max} = 48$  на 6 розрядів, визначаємо межі кожного розряду і розподіляємо кожен випадкову величину до розряду, у який вона потрапляє.

Таблиця 3.1 – Дані спостережень

Номер вимірювання	Випадкова величина	Номер вимірювання	Випадкова величина
1	19	18	20
2	24	19	28
3	24	20	26
4	48	21	13
5	25	22	19
6	20	23	18
7	30	24	24
8	40	25	14
9	26	26	19
10	36	27	22
11	21	28	20
12	29	29	31
13	30	30	42
14	19	31	20
15	27	32	21
16	22	33	37
17	47	34	17

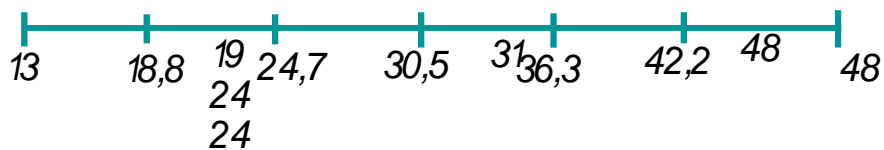


Рисунок 3.1 – Початок розподілення ряду випадкових величин за розрядами

Підраховуємо кількість влучень  $n_j$  до кожного розряду. Заповнюємо таблицю 3.2.

Таблиця 3.2 – Розрахунок характеристик випадкових величин.

Розряди	13... 18,8	18,8...24,7	24,7...30,5	30,5 ...36,3	36,3...42,2	42,2 ...48
Кількість влучень, $n_j$	5	15	7	2	3	2
Частота $P_j^*$	0,147	0,44	0,21	0,059	0,088	0,059
Щільність частоти $f_j^*$	0,025	0,075	0,036	0,0101	0,015	0,010 1

Розраховуємо частоту (імовірність події) за формулою:

$$P_j^* = \frac{n_j}{N}, \quad (3.7)$$

де  $P_j^*$  – частота (імовірність події);

$n_j$  – кількість влучень до кожного розряду;

$N$  – кількість вимірювань.

Наприклад, для другого розряду частота буде становити:

$$P_1^* = \frac{15}{34} = 0,44 .$$

Щільність частоти визначаємо за формулою:

$$f_j^* = \frac{P_j^*}{\Delta j}, \quad (3.8)$$

де  $f_1^*$  – щільність частоти;

$P_j^*$  – частота (імовірність події);

$\Delta j$  – довжина розряду.

$$f_j^* = \frac{0,44}{5,83} = 0,075.$$

Розраховуємо кількісні показники випадкових величин, а саме визначаємо математичне очікування ряду випадкових величин  $X(i)$  за формулою (3.1):

$$m_x^* = \sum_{j=1}^k x_j \cdot P_j^* = 15,91 \times 0,147 + 21,75 \times 0,44 + 27,57 \times 0,21 + \\ + 33,4 \times 0,059 + 39,24 \times 0,088 + 45,07 \times 0,059 = 25,78.$$



Визначаємо значення статистичної дисперсії  $D_x$  за формулою (3.2)

$$D_x = \sum_{j=1}^k (x_j - m_x)^2 P_j^* = (15,91 - 25,78)^2 \times 0,147 + (21,75 - 25,78)^2 \times 0,44 + \\ + (27,57 - 25,78)^2 \times 0,21 + (33,4 - 25,78)^2 \times 0,059 + \\ + (39,24 - 25,78)^2 \times 0,088 + (45,07 - 25,78)^2 \times 0,059 = 64,9.$$

Визначаємо середньоквадратичне відхилення  $\sigma_x^*$  за формулою (3.3)

$$\sigma_x^* = \sqrt{D_x} = \sqrt{64,9} = 8,056.$$

Будуємо гістограму – емпіричний аналог функції щільності розподілу  $f(x)$ . Відкладаємо за віссю абсцис розряди, за віссю ординат – значення щільності розподілу. Будуємо на кожному розряді стовпчик площиною  $P_j^*$ . За зовнішнім виглядом гістограми визначаємо закон розподілу ряду випадкових величин.

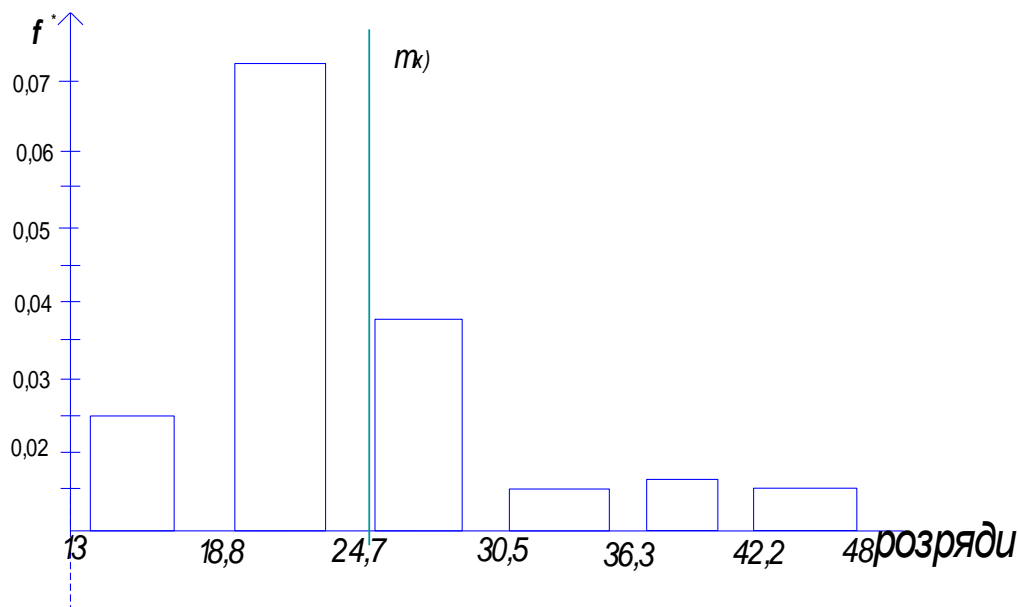


Рисунок 3.2 – Приклад гістограми

*Виконати індивідуальне завдання:* розрахувати середньостатистичне значення часу роботи ізоляторів, дисперсію і середньостатистичне відхилення за умови, що в процесі експлуатації 150 ізоляторів серії ІО 10 кВ відзначено час їхньої роботи до першої відмови за роками. Отримані значення випадкової величини наведено в таблиці 3.3.

Таблиця 3.3 – Час роботи ізоляторів ІО 10 кВ

№ з/п	Випадкові величини										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	5,10	4,97	4,98	5,03	4,96	5,02	4,97	5,00	4,86	4,91	4,88
2	5,15	5,05	5,00	5,16	4,86	5,04	4,88	5,14	4,91	5,05	5,00
3	4,87	5,03	4,94	5,07	5,00	5,04	5,29	5,01	4,98	5,47	4,24
4	4,99	5,01	4,94	5,17	4,98	4,88	4,99	5,21	5,11	4,95	5,16
5	4,80	5,14	4,89	4,98	4,84	5,05	4,92	5,00	4,99	4,85	4,94
6	5,03	4,87	4,91	4,99	5,16	5,05	5,06	5,01	5,16	4,90	5,15
7	4,91	4,93	5,05	4,80	4,82	4,97	5,00	4,92	4,86	4,96	4,92
8	5,07	5,02	5,03	5,05	5,02	4,98	5,02	5,09	5,02	5,20	5,06
9	4,89	4,99	4,84	4,94	5,06	5,05	4,86	5,00	5,02	4,99	5,00
10	5,18	4,97	5,00	5,15	4,96	5,19	4,91	4,98	5,02	4,94	5,02
11	5,03	4,91	4,94	5,00	5,18	5,09	5,04	4,88	4,92	4,81	4,86
12	4,91	5,00	4,90	5,10	4,70	4,80	4,83	4,80	4,78	5,18	5,03
13	5,10	4,98	5,05	5,07	4,96	5,10	5,03	5,18	5,07	5,10	5,00
14	5,05	4,79	4,92	5,08	5,03	5,00	5,00	4,96	4,74	4,88	4,93
15	4,96	4,96	4,84	4,74	4,89	5,27	4,93	4,89	4,89	5,00	4,56

Варіанти обирають так:

1-й варіант обирає перший стовпчик і наступний.

2-й варіант обирає другий стовпчик і наступний тощо.

.....

11-й варіант обирає 11 стовпчик і перший.

12-й варіант – перший стовпчик і через один наступний (тобто 1 і 3).

13-й варіант – другий стовпчик і через один наступний (тобто 2 і 4) і так далі до 20.

21-й варіант – перший стовпчик і через два наступний (тобто 1 і 4).

22-й варіант – другий стовпчик і через два наступний (тобто 2 і 5) тощо.

#### Практичне заняття 4

### АНАЛІЗ НАДІЙНОСТІ ОБ'ЄКТІВ ЗА НОРМАЛЬНИМ ЗАКОНОМ РОЗПОДІЛУ ВІДМОВ

*Мета: ознайомитися і надбати навички оцінювання надійності на підставі нормального закону розподілу відмов як випадкових величин.*

Під час аналізу надійності переважно застосовують закони розподілу, зазвичай, нормальний і показовий та інші. Визначити, який закон розподілу мають спостереження за відмовами, можна за зовнішнім виглядом гістограми.

Гістограма побудована на попередньому практичному занятті (рис. 3.2). На рисунку 4.1 показано зовнішній вигляд нормального і показового законів розподілу.



Рисунок 4.1 – Графіки щільності розподілу випадкових величин

Для прикладу розглянемо рисунок 4.2, з гістограми якого видно, що функція відмови об'єктів підпорядковується нормальному закону.

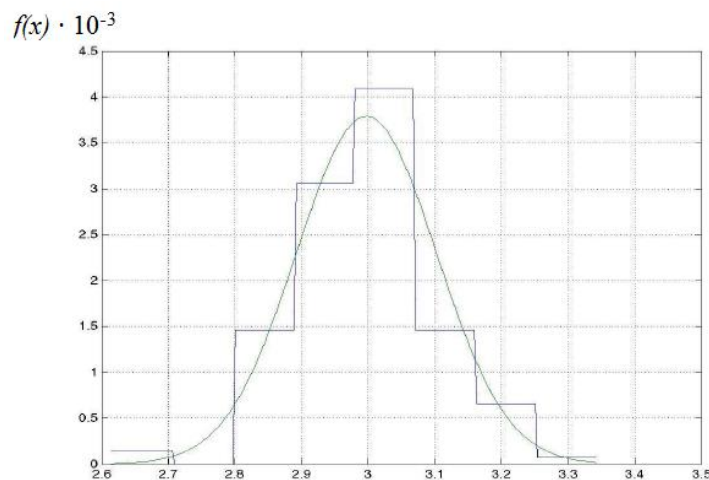


Рисунок 4.2 – Приклад гістограми результатів спостережень за відмовами, що належить до нормального закону розподілу

Графік щільності ймовірності, наведений на рисунку 4.2 безперервною лінією, що за суттю є теоретичною кривою.

Виконаємо аналіз надійності з погляду нормального закону відповідно до умов завдання попереднього практичного заняття № 3. Тобто за характером гістограми розподілу частоти відмови об'єктів (рис. 3.2) припускаємо, що їхня відмова підпорядковується нормальному закону.

Зазначимо, що нормальному закону розподілу підпорядковуються:

– час безвідмовної роботи виробничих систем, втрата працездатності яких пов'язана, здебільшого, з поступовими відмовами, при цьому частка раптових відмов достатньо мала;

– випадкові величини масових явищ, на які впливає велика кількість різних за величиною факторів (наприклад, зношення і втома деталей, технологічні похибки, точність розмірів, одержуваних під час обробки, тощо).

Математичне очікування в цьому законі розподілу визначає положення центра кривої на осі абсцис, а середнє квадратичне відхилення – ширину фігури, описаної цією кривою (рис. 4.2). Крива щільності розподілу випадкової величини тим гостріша і вища, чим менше значення середньоквадратичного відхилення  $\sigma$ . Вона поширюється в межах значень аргументу  $t$  від  $-\infty$  до  $+\infty$ . Це не дуже вагомий її недолік, оскільки площа, окреслена кінцями кривої, що прямують до нескінченності, відображає дуже малу ймовірність відмови об'єкта. Наприклад, імовірність відмови за період до  $m_t - 3\sigma$  становить лише 0,135 % і може не враховуватись у розрахунках.

Нормальному закону розподілу підлягають тільки неперервні випадкові величини. Параметрами нормального закону розподілу є математичне очікування  $m_x^*$  і середньоквадратичне відхилення  $\sigma_x^*$  (тому його називають двопараметричним). Інші закони розподілу (окрім показового) вимагають великої кількості числових характеристик.

Нормальний закон розподілу визначають щільністю ймовірності:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m_x^*)^2}{2\sigma^2}}. \quad (4.1)$$

Середній ресурс появи відмови розраховувався за формулою (3.1) і становить  $m_x^* = \sum_{j=1}^k x_j \cdot P_j^* = 25,78$ .

Виконаємо розрахунки для побудування теоретичної кривої нормального закону розподілу, використовуючи формулу (4.1). Для прикладу першого розряду таблиці 3.2 маємо:

$$f_1(x) = \frac{1}{8,056\sqrt{2 \times 3,14}} e^{-\frac{(15,91-25,78)^2}{2 \times 8,056^2}} = 0,0232.$$

Виконуємо розрахунки теоретичної щільності розподілу для кожного із розрядів і заносимо до таблиці 4.1, яка є доповненням таблиці 3.2.

Таблиця 4.1 – Характеристики випадкових величин під час аналізу

Розряди	13...18,8	18,8...24,7	24,7...30,5	30,5...36,6	36,3...42,2	42,2 ...48
Кількість влучень, $n_j$	5	15	7	2	3	2
Частота $P_j^*$	0,147	0,44	0,21	0,059	0,088	0,059
Щільність частоти $f_j^*$	0,025	0,075	0,036	0,0101	0,015	0,010 1
Теоретичне значення щільності частоти $f_j(x)$	0,023 2	0,0434	0,048	0,0316	0,012	0,002 8
Частота теоретична $P_j$ $\sum_{j=1}^k P_j = 0,938$	0,135	0,253	0,28	0,184	0,07	0,016
Відкорегована частота теоретична $1,066 \cdot P_j$ $\Sigma = 1,0$	0,143	0,27	0,298	0,196	0,075	0,017
$\frac{(P_j^* - P_j)^2}{P_j}$	0,000 1	0,107	0,026	0,096	0,002 2	0,103 8

За теоретичними значеннями щільності частоти будуємо безперервну лінію нормального закону (рис. 4.3), долучаючи її до гістограми (рис. 3.2).

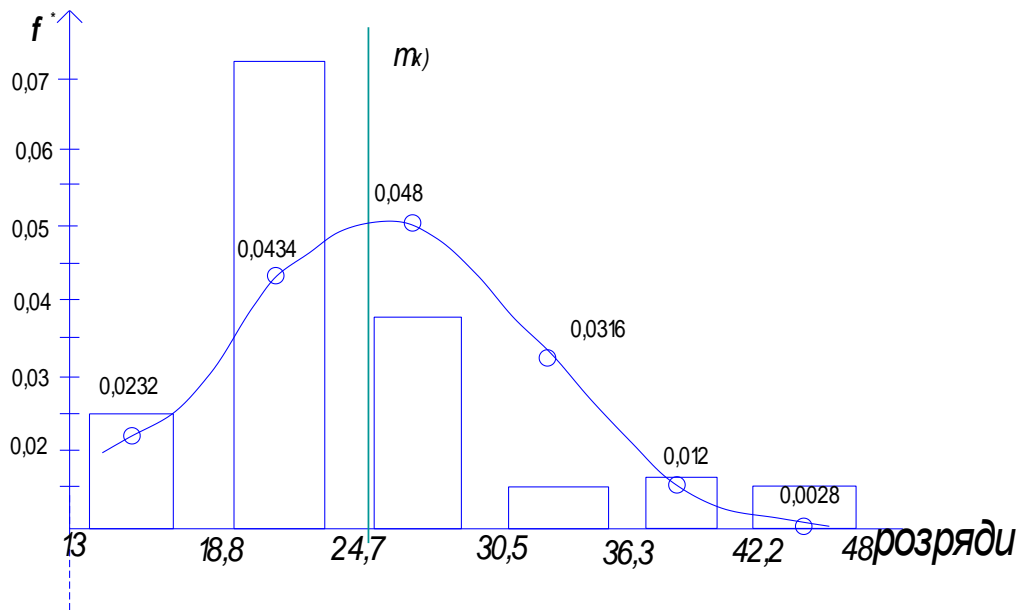


Рисунок 4.3 – Приклад гістограми з теоретичною лінією нормального закону розподілу

За рисунком 4.3 немає впевненості, що згладжування спостережених даних утворюється за нормальним розподілом. Тому під час статистичної обробки дослідних даних одним із найважливіших завдань є перевірка гіпотез про приналежність дослідних даних (гістограм) до того або іншого ймовірного закону.

Для вирішення зазначеного завдання запропоновано відповідні критерії і заздалегідь, за заданим рівнем значущості  $\alpha$ , підраховано і складено таблиці, у яких вказано критичні (табличні) значення критеріїв. Під час практичної перевірки розглянутих гіпотез відбувається зіставлення спостережених значень критерію з табличним його значенням і далі, залежно від співвідношення менше/більше, приймають або відкидають висунуту гіпотезу.

Порядок статистичної перевірки достовірності гіпотези про приналежність дослідних даних до заданого виду ймовірного закону може вирішуватися як за видом гістограми (багатокутника), так і виходячи з фізичної сутності даного явища. Для цього роблять попереднє судження, тобто висувається гіпотеза про приналежність дослідних даних до конкретного ймовірного закону та далі роблять перевірку достовірності висунутої гіпотези.

Суть методу полягає в тому, що параметри згладжуючого закону повинні зберегти основні риси статистичного розподілу, тобто щоб була рівність математичного очікування і дисперсії статистичного та згладжуючих розподілів.

Перевірка достовірності гіпотези про приналежність дослідних даних до заданого виду імовірнісного закону може проводитися за допомогою критерію Пірсона. Перевіряючи погодженість теоретичного й статистичного розподілів, виходять з розбіжностей між теоретичними ймовірностями  $P_j$  і спостереженими частотами  $P_j^*$ . З цією метою до таблиці 4.1 заносять розраховані теоретичні значення  $P_j$ , застосовуючи перетворення формули (3.8):

$$P_j = \frac{f_j(x)}{\Delta j}. \quad (4.2)$$

Міру розбіжності за критерієм Пірсона позначають  $\chi^2$ , яку розраховують за формулою:

$$\chi^2 = N \sum_{j=1}^k \frac{(P_j^* - P_j)^2}{P_j}. \quad (4.3)$$

Якщо  $\chi_{\text{спост}}^2 \leq \chi_{\text{табл}}^2$ , то гіпотеза про належність спостережених даних до нормального закону розподілу приймається, в іншому випадку – відхиляється.

Розподіл  $\chi^2$  залежить від параметра  $r$ , який називають числом ступенів свободи розподілу. Число ступенів свободи  $r$  дорівнює кількості інтервалів  $K$  мінус кількість незалежних умов («зв'язків»), накладених на частоти  $P^*$ .

Прикладами таких умов можуть бути: вимога, щоб сума частот дорівнювала одиниці (цю вимогу накладають у всіх випадках); підбір теоретичного розподілу з умовою, щоб збігалися теоретичне й середнє значення; збіг теоретичної та статистичної дисперсій тощо.

Для дотримання вимоги, щоб сума частот дорівнювала одиниці, використовують нормуючий множник:

$$C = \frac{1}{\sum_{j=1}^k P_j}, \quad (4.4)$$

де  $\sum_{j=1}^k P_j = 0,938$  (див. табл. 4.1).

Тоді нормуючий множник буде становити:

$$C = \frac{1}{0,938} = 1,066.$$

Помножуємо усі теоретичні значення  $P_j$  на цей множник (див. табл. 4.1) та перевіряємо, щоб сума  $\sum_{j=1}^k P_j$  мала дорівнювати 1.

Далі розраховуємо значення  $\frac{(P_j^* - P_j)^2}{P_j}$  для кожного розряду (табл. 4.1)

і, використовуючи формулу (4.3), знаходимо значення критерію  $\chi^2_{\text{спост}} = 11,4$ .

За таблицею критерію Пірсона (рис. 4.4) знаходимо критичне значення критерію  $\chi^2$  для  $\alpha = 0,05$  і  $r = K - 3 = 3$ , де  $K$  – кількість розрядів (стовпчиків гістограми)  $\chi^2_{\text{табл}} = 7,8$ .

**Критерій Пірсона  $\chi^2$**

Число ступенів свободи $f$	Рівень значимості					
	0,01	0,025	0,05	0,95	0,975	0,99
1	6,6	5,0	3,8	0,0039	0,00098	0,00016
2	9,2	7,4	6,0	0,103	0,051	0,020
3	11,3	9,4	7,8	0,352	0,216	0,115
4	13,3	11,1	9,5	0,711	0,484	0,297
5	15,1	12,8	11,1	1,15	0,831	0,554
6	16,8	14,4	12,6	1,64	1,24	0,872
7	18,5	16,0	14,1	2,17	1,69	1,24
8	20,1	17,5	15,5	2,73	2,18	1,65
9	21,7	19,0	16,9	3,33	2,70	2,09
10	23,2	20,5	18,3	3,94	3,25	2,56
11	24,7	21,9	19,7	4,57	3,82	3,05
12	26,2	23,3	21,0	5,23	4,40	3,57
13	27,7	24,7	22,4	5,89	5,01	4,11
14	29,1	26,1	23,7	6,57	5,63	4,66

Рисунок 4.4 – Фрагмент таблиці критерія Пірсона

Так як умова  $\chi^2_{\text{спост}} (=11,4) \leq \chi^2_{\text{табл}} (=7,8)$  не виконується, то гіпотеза про належність спостережених даних до нормального закону розподілу за критерієм Пірсона не приймається.



Нормальний закон розподілу використовують, коли випадкова величина залежить від великої кількості випадкових факторів, однорідних за своїм впливом, за цим вплив кожного з них порівняно з усією їхньою сукупністю незначний. Цим законом розподілу добре описуються результати незалежних вимірювань фізичних величин, а також користуються під час оцінювання надійності виробів у процесі їхнього зношування і, відповідно, старіння. Його використовують для визначення часу напрацювання до відмови.

Монотонне зростання інтенсивності відмов з плином часу (рис. 4.5) – характерна ознака нормального розподілу. Нормальний розподіл істотно відрізняється від експоненціального. Він описує поведінку об'єктів, для яких типове зношення. Іноді описується час відновлення ремонтіваних об'єктів і сумарне напрацювання до середнього ремонту. У разі деякого напрацювання  $t$  імовірність відмови  $F(t)$  наближається до 1,0, а ймовірність безвідмовної роботи  $R(t)$  падає до нуля (рис. 4.5).

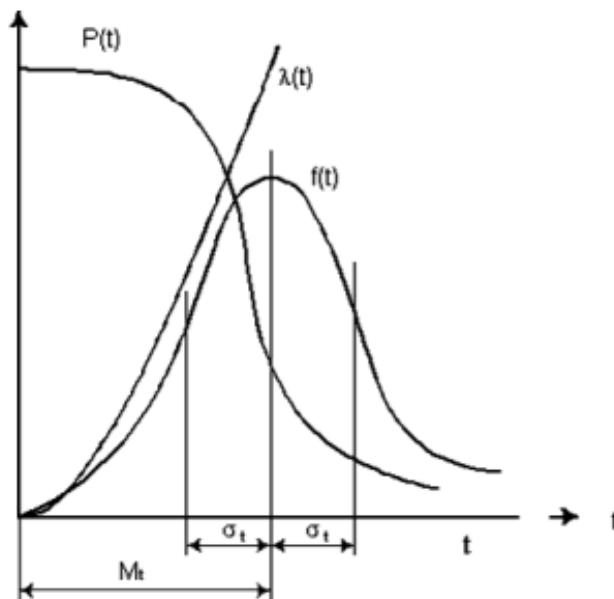


Рисунок 4.5 – Графіки змінювання основних параметрів надійності за нормальним законом розподілу

Розрахуємо показник відмов  $F(t)$  на підставі таблиці 4.1, поступово складаючи частоти  $P_j^*$ , заносимо їх до таблиці 4.2 і з урахуванням, що  $R(t) = 1 - F(t)$ , розраховуємо значення для побудови кривої надійної роботи.

Таблиця 4.2 – Розрахунок показника надійності об'єкту

Розряди	13... 18,8	18,8...24,7	24,7...30,5	30,5...36,3	36,3...42,2	42,2 ...48
Частота $P_j^*$	0,147	0,44	0,21	0,059	0,088	0,059
$F(t)$	0,147	0,587	0,797	0,856	0,944	1,00
$R(t)=1-F(t)$	0,853	0,413	0,203	0,144	0,056	0

Будуємо графіки функції відмов  $F(t)$  і функції надійної роботи  $R(t)$  (рис. 4.6), які використовуються як моделі для подальших розрахунків показників надійності.

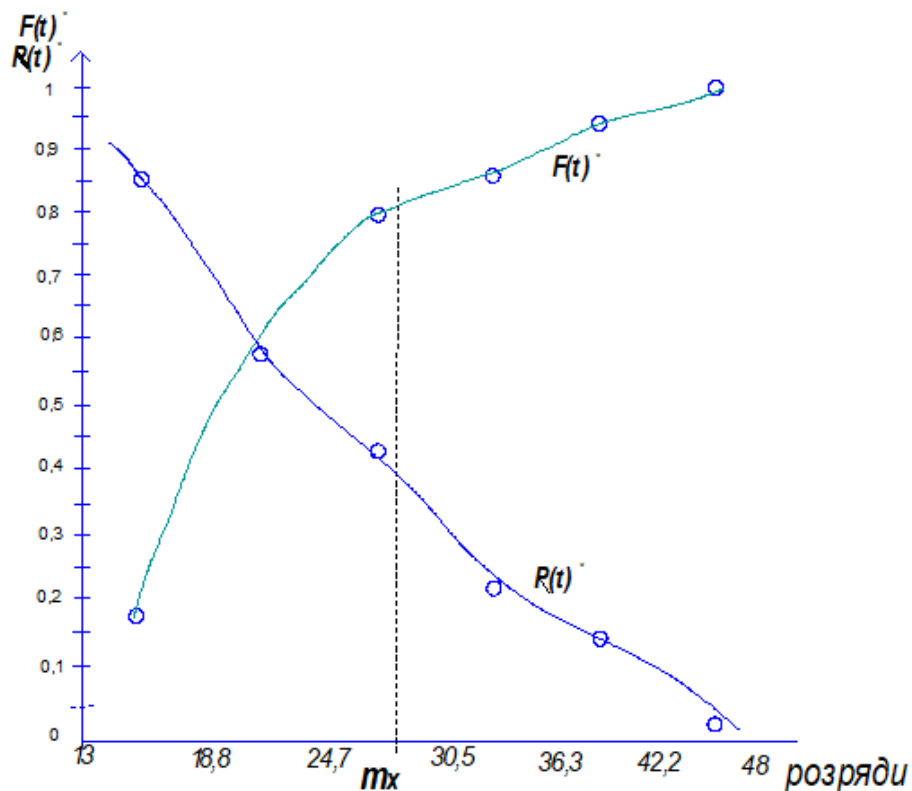


Рисунок 4.6 – Оціночні показники надійності об'єкта

## Практичне заняття 5

### АНАЛІЗ НАДІЙНОСТІ ОБ'ЄКТІВ ЗА ПОКАЗОВИМ ЗАКОНОМ РОЗПОДІЛУ ВІДМОВ

*Мета: ознайомитися і набути навичок оцінювання надійності на підставі показового закону розподілу випадкової величини.*

Під час аналізу надійності переважно застосовують закони розподілу, які визначають за допомогою невеликої кількості числових характеристик. Так, показовий (експоненціальний) закон розподілу визначають лише одним параметром – математичним очікуванням випадкової величини.

Показовому закону підпорядковуються:

- напрацювання деталей з раптовим характером відмов;
- проміжки часу між надходженнями рухомого складу в зону ремонту;
- час відновлення рухомого складу у разі поточного ремонту.

Математичною моделлю виникнення показового (експоненціального) закону є такі умови, коли поодинокі пошкодження призводять до раптової відмови складного виробу, наприклад, перегорання лампочки, прокол шини, поломка колінчастого валу тощо.

Щільність ймовірності показового закону розподілу така:

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad (5.1)$$

де  $x$  – випадкова величина;

$\lambda$  – параметр закону, який показує інтенсивність відмов;

$m_x^* = \frac{1}{\lambda}$  – середній ресурс.

Розглянемо на прикладі порядок згладжування експериментальних даних показовим законом стосовно до теорії надійності.

Статистичними спостереженнями встановлено, що у автомобіля КрАЗ-6510 лампочки покажчиків повороту перегоріли на пробігу (тис. км): 8,3; 18,4; 27,8; 47,1; 74; 19,7; 3; 11,8; 17,4; 14; 9,7; 34,1; 4; 31,9; 42; 7,3; 85,2; 39,6; 53; 57; 21,8; 58,4; 38,1.

У завданні потрібно зробити наступне:

1) встановити закон, якому підпорядковується досліджуване явище, і перевірити достовірність зробленої гіпотези за критерієм узгодження Пірсона у разі рівня значущості 0,05;

2) розрахувати і побудувати теоретичну криву частот відмови лампочок;

3) розрахувати і побудувати криві ймовірності відмови та ймовірності справної роботи лампочок.

Кількість вимірювань становить  $N = 23$ . Далі визначаємо величину інтервалу варіаційного ряду за формулою (3.5)  $\Delta j = 15$ .

Будуємо гістограму розподілу частот відмови лампочок (рис. 5.1).

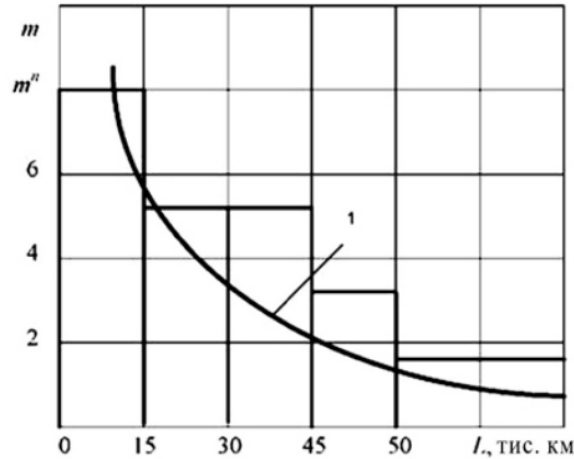


Рисунок 5.1 – Гістограма розподілу частот відмови

За характером гістограми розподілу частот відмови об'єктів припускаємо, що їхня відмова підпорядковується показовому закону.

Середній ресурс лампочок (появи відмови) становить  $m_x^* = 29$ .

Розраховуємо інтенсивність відмови лампочок за формулою:

$$\lambda = \frac{1}{m_x^*}; \lambda = \frac{1}{29} = 0,0345. \quad (5.2)$$

Обчислюємо теоретичні ймовірності потрапляння до розрядів за формулою:

$$P(x) = e^{-\lambda x_1} - e^{-\lambda x_2}; \quad (5.3)$$

$$P_1(t) = e^{-0,0345 \times 0} - e^{-0,0345 \times 15} = 0,404;$$

$$P_2(t) = e^{-0,0345 \times 15} - e^{-0,0345 \times 30} = 0,241;$$

$$P_3(t) = e^{-0,0345 \times 30} - e^{-0,0345 \times 45} = 0,143;$$

$$P_4(t) = e^{-0,0345 \times 45} - e^{-0,0345 \times 60} = 0,086;$$

$$P_5(t) = e^{-0,0345 \times 60} - e^{-0,0345 \times 75} = 0,051;$$

$$P_6(t) = e^{-0,0345 \times 75} - e^{-0,0345 \times 90} = 0,026.$$

Знаходимо нормуючий множник

$$C = \frac{1}{0,951} = 1,052.$$

Обчислюємо виправлені ймовірності, помножуючи  $P(x) \cdot C$ .

Таблиця 5.1 – Розрахунок характеристик випадкових величин.

Розряди	0 ...15	15...30	30...45	45... 60	60...75	75...90
Кількість влучень, $n_j$	8	5	5	3	1	1
Середини розрядів	7,5	22,5	37,5	52,5	67,5	82,5
Частота $P_j^*$	0,348	0,217	0,217	0,13	0,044	0,044
Теоретична частота усічена $P_j$ $P = 0,951$	0,404	0,241	0,143	0,086	0,051	0,026
Частота виправлена $P(x) \cdot C$	0,425	0,254	0,150	0,090	0,054	0,027
Функція відмов, $F(x)$	0,425	0,679	0,829	0,919	0,973	1,000
Функція надійної роботи, $1 - F(x)$	0,575	0,321	0,171	0,081	0,027	0,000

Обчислюємо значення критерія  $\chi^2$  Пірсона за формулою (4.3):

$$\chi^2 = 23 \left( \frac{(0,348 - 0,425)^2}{0,425} + \frac{(0,217 - 0,254)^2}{0,254} + \frac{(0,150 - 0,254)^2}{0,150} + \right) +$$

$$+ 23 \left( \frac{(0,13 - 0,09)^2}{0,09} + \frac{(0,044 - 0,054)^2}{0,054} + \frac{(0,044 - 0,027)^2}{0,027} \right) = 1,835$$

Усі розрахунки зводимо до таблиці 5.1.

За таблицею критерія Пірсона знаходимо його критичне значення  $\chi^2$  для  $\alpha = 0,05$ ,  $r = 4$  і  $\chi^2_{\text{спост}} = 1,835$ :  $\chi^2_{\text{табл}} = 9,5$ .

Так як умова  $\chi^2_{спост} (=1,835) \leq \chi^2_{табл} (=9,5)$  виконується, то гіпотеза про приналежність експериментальних даних до показового закону розподілу приймається.

Оцінюємо  $F(x)$  – імовірність розподілу відмов (крива 1 на рисунку 5.2), та  $R(x) = 1 - F(x)$  – імовірність справного стану виробу (крива 2 на рисунку 5.2).

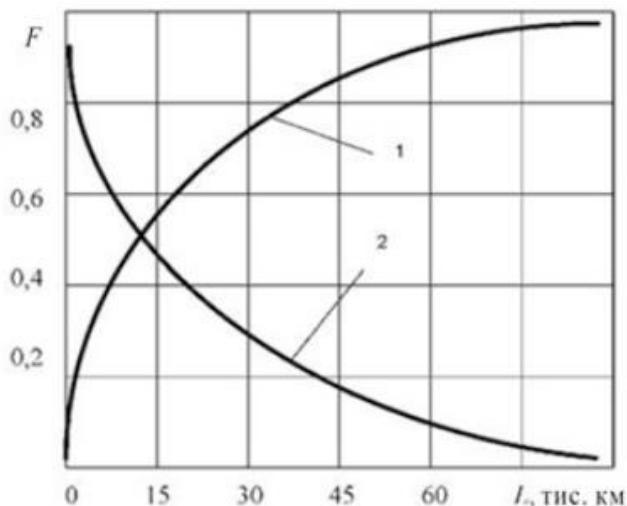


Рисунок 5.2 – Графік розподілу відмов і справної роботи лампочок

## Практичне заняття 6

### РОЗРАХУНОК ЗАЛИШКОВОГО РЕСУРСУ ЕЛЕМЕНТІВ СИСТЕМ ЕЛЕКТРОЕНЕРГЕТИКИ, ЕЛЕКТРОТЕХНІКИ ТА ЕЛЕКТРОМЕХАНІКИ

*Мета: ознайомитися і набути навичок розрахунку залишкового ресурсу елементів.*

Відмова – це подія, що полягає в порушенні працездатного стану об’єкта, тобто у втраті об’єктом здатності виконувати необхідну функцію. Причиною відмови можуть бути досягнення об’єктом граничного стану або поява несправності, що призводить до нездатності об’єкта виконувати необхідні функції.

*Залишковий ресурс* – сумарне напрацювання об’єкта від моменту контролю його технічного стану до переходу в граничний стан.

Залишковий ресурс (залишкове напрацювання до відмови, залишковий термін служби) є індивідуальними показниками надійності (довговічності, безвідмовності), що характеризує фактичну тривалість експлуатації певного об'єкта до моменту, коли об'єкт досягне граничного стану, відмовить або подальша експлуатація об'єкта є недоцільною.

Оцінка залишкового ресурсу дає змогу ефективно вирішувати завдання прогнозування стану об'єктів, використовуючи апріорну інформацію про фізичні процеси деградації об'єктів, що обумовлюють їхні відмови.

Вимірювання параметру, що свідчить про зношування об'єкта під час експлуатації, дає змогу побудувати експоненціальну криву (рис. 6.1).

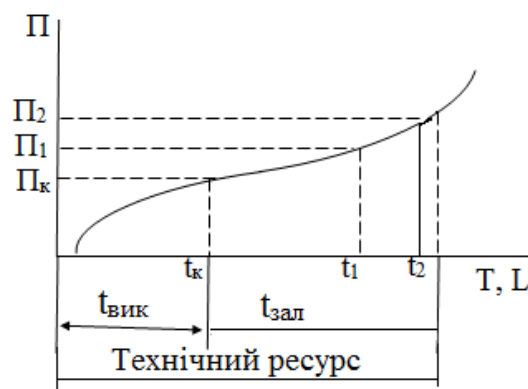


Рисунок 6.1 – Експоненціальна крива змінювання стану об'єкта під час експлуатації

На рисунку 6.1 позначені такі параметри:

–  $t_1, t_2$  (або  $l_1, l_2$ ) – напрацювання, за якими маємо значення  $\Pi_1$  і  $\Pi_2$  (оскільки графік побудовано за фактичними даними, то  $\Pi_1$  і  $\Pi_2$  відомі);

–  $t_{\text{вик}}$  (або  $l_{\text{вик}}$ ) – використаний ресурс;

–  $t_{\text{зал}}$  (або  $l_{\text{зал}}$ ) – залишковий ресурс.

Повний ресурс тоді буде визначатися як:  $t_p = t_{\text{вик}} + t_{\text{зал}}$ .

Для апроксимації кривої, тобто одержання функціональної залежності  $\Pi = f(T)$ , використовуємо ступеневу функцію;

$$\Pi = V_c \cdot t^\alpha \quad \text{або} \quad \Pi = V_c \cdot l^\alpha, \quad (6.1)$$

у якій невідомими є:

- $V_c$  – інтенсивність зношування;
- $\alpha$  – показник степеня апроксимації.

Можна записати наступне:

$$\begin{aligned} \Pi_1 &= V_c \cdot t_1^\alpha & \Pi_1 &= V_c \cdot l_1^\alpha \\ & & & \cdot \\ \Pi_2 &= V_c \cdot t_2^\alpha & \Pi_2 &= V_c \cdot l_2^\alpha \end{aligned} \quad ; \quad \text{або}$$

Оскільки маємо систему рівнянь, у яких невідомі  $\alpha$  і  $V_c$ , знаходимо їхні значення: наприклад,  $\alpha = 1,5$  і  $V_c = 10,2$ , тоді  $\Pi = 10,2 \cdot t^{1,5}$ .

Якщо виконати відповідні перетворення, вирішити рівняння відносно  $t_{зал}$  і відповідно до рисунка 6.1, маємо:

$$l_{зал.} = l_k \left[ \left( \frac{U_{зр.}}{U_k} \right)^{1/\alpha} - 1 \right] \quad \text{або} \quad t_{зал.} = t_k \left[ \left( \frac{U_{зр.}}{U_k} \right)^{1/\alpha} - 1 \right], \quad (6.2)$$

де  $l_k(t_k)$  – напрацювання складової частини від початку її експлуатації або від поновлення експлуатації після ремонту і до початку контролю;

$\alpha$  – показник степені апроксимуючої функції змінювання параметра;

$U_{зр.}$  – діапазон змінювання параметра від номінального  $\Pi_n$  до граничного  $\Pi_{гр}$ ;

$U_k$  – діапазон змінювання параметра до моменту контролю, тобто

$$U_k = |\Pi_n - \Pi_k|; \quad U_{зр.} = |\Pi_n - \Pi_{зр.}|. \quad (6.3)$$

Оскільки значення параметрів можуть змінюватися в бік збільшення (внутрішній діаметр втулки) або зменшення (діаметр вала, висота щітки електродвигуна), то  $U_{гр}$  та  $U_k$  беремо за модулем.

*Приклад.* Визначити залишковий ресурс щітки тягового двигуна ДК-210А3, використаний ресурс якого становить  $L_k = 35 \cdot 10^3$  км. Показник степені апроксимуючої функції  $\alpha = 1,03$ . Інші дані отримані шляхом необхідних вимірювань заданої деталі.

За технічними даними розмір щітки  $16 \text{ мм} \times 32 \text{ мм} \times 50 \text{ мм}$ , а за результатами вимірювання висоти щітки штангенциркулем отримано  $h_k = 40 \text{ мм}$



(проти необхідної  $h_n = 50$  мм). За нормативними вимогами висота щітки не має бути меншою від  $h_{зр.} = 25$  мм (граничне значення).

*Розв'язання.* Застосовуючи формулу (6.3), розраховуємо діапазон змінювання параметра до моменту контролю  $U_k$  і діапазон змінювання параметра від номінального  $\Pi_n$  до граничного стану  $\Pi_{зр.} - U_{зр.}$ :

$$U_{зр.} = |\Pi_n - \Pi_{гран.}| - \Delta\Pi = 50 - 25 = 25 \text{ мм};$$

$$U_k = |\Pi_n - \Pi_k| - \Delta\Pi = 50 - 40 = 10 \text{ мм},$$

де  $\Delta\Pi$  – змінення параметра під час припрацювання деталей (становить приблизно 10 % від загального показника параметру).

Тоді залишковий ресурс за формулою (6.1) буде становити:

$$l_{зал.} = 35 \times 10^3 \times \left[ \left( \frac{25}{10} \right)^{1,03} - 1 \right] = 50196 \text{ км.}$$

Інформація про залишковий ресурс (залишкове напрацювання до відмови) потрібна для використання в системі технічного обслуговування, а також для прийняття рішень про можливість подальшої експлуатації.

## Практичне заняття 7

### РОЗРАХУНОК ГАММА-ВІДСОТКОВОГО РЕСУРСУ

*Мета: ознайомитися і набути навичок розрахунку гамма-відсоткового ресурсу елементів.*

Гамма-відсотковий ресурс – сумарний наробіток, протягом якого об'єкт не досягає граничного стану з імовірністю  $\gamma$ .

Випробування (спостереження) в умовах експлуатації з вичерпуванням ресурсу всіх досліджуваних об'єктів можуть бути достатньо тривалими.

Гамма-відсотковий ресурс, як показник оцінки довговічності, сприяє скороченню часу випробувань (спостережень) машин, оскільки випробування

(спостереження) призводять до вичерпування ресурсу порівняно невеликої кількості (10...20 %) машин.

Гамма-відсотковий ресурс є основним розрахунковим показником, істотна перевага якого дає можливість визначення ймовірності відмов до завершення випробувань усіх зразків. У більшості випадків для різних елементів використовують 90 %-ий ресурс. Якщо відмова елемента впливає на безвідмовність, то гамма-ресурс наближається до 100 %.

За гамма-відсотковим ресурсом оцінюють якість нових і відремонтованих машин.

Якщо ресурс виробів має розподіл зі щільністю ймовірності  $F(t)$ , то гамма-відсотковий ресурс  $t_\gamma$  обчислюють за рівнянням:

$$P(t_\gamma) = \frac{\gamma}{100}, \quad (7.1)$$

де  $\gamma$  – кількість виробів, що не досягають із заданою ймовірністю граничного стану, %.

Значення гамма-відсоткового ресурсу визначають за допомогою кривих надійності та функції щільності розподілу відмов (рис. 7.1).

Судячи з результатів, наведених на рисунку 7.1, 90 %-ий ресурс аналізованих виробів становить 200 000 км. Це означає, що на момент напрацювання 10 % виробів свій ресурс можуть вичерпати, а 90 % можуть успішно функціонувати.

*Розглянемо приклад.* У результаті спостережень отримано вибірку, що складається з 16 значень ( $N = 16$ ) величин ресурсів форсунок дизелів. Їхній ресурс був вичерпаний після наступних напрацювань, представлених у порядку зростання,  $10^3$  км: 30, 35, 37, 40, 42, 43, 45, 48, 49, 51, 53, 54, 55, 56, 60, 63.

Потрібно розрахувати оцінки числових характеристик розподілу ресурсу форсунок і знайти їхній 80 %-ий ресурс.

Спочатку знаходимо числові показники розподілу ресурсу форсунок. Оцінка математичного очікування ресурсу форсунок становить  $47,53 \times 10^3$  км.

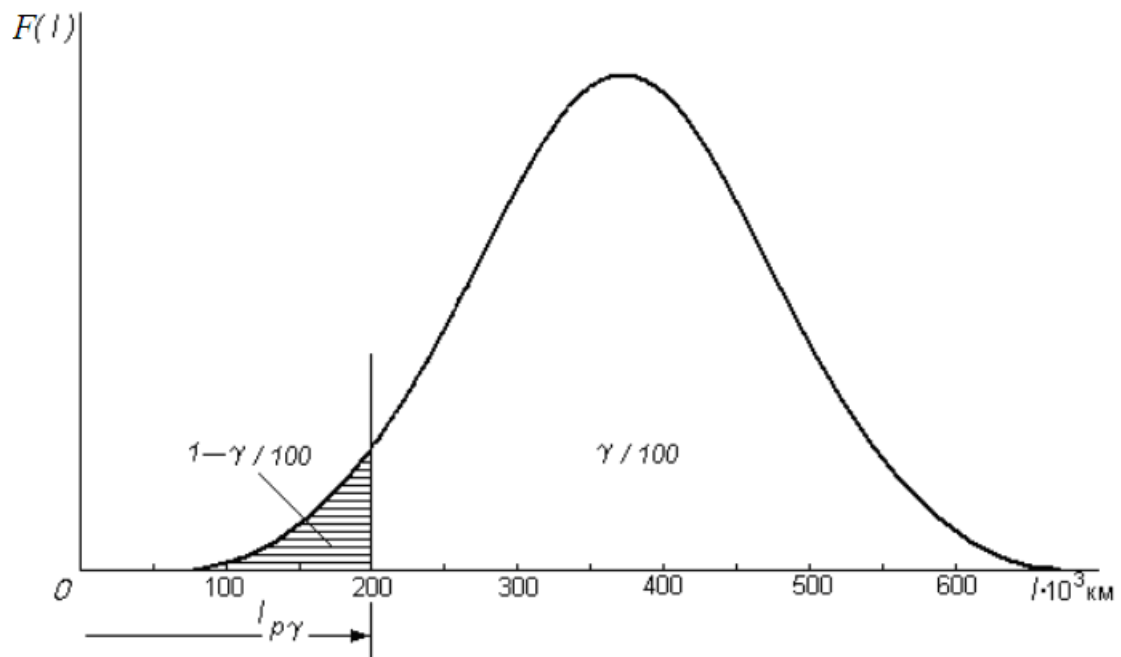
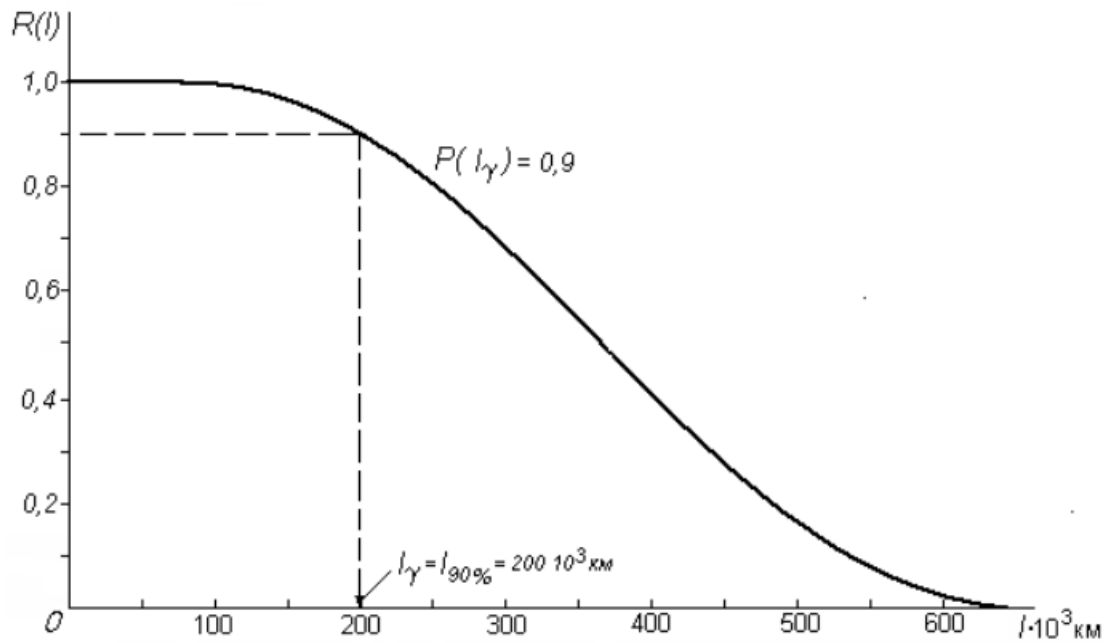


Рисунок 7.1 – Визначення гамма-відсоткового ресурсу за допомогою кривої надійності та функції щільності розподілу відмов

За методикою, що викладена в практичних заняттях № 4 та № 5, будуємо криву втрати ресурсу форсунок (рис. 7.2).

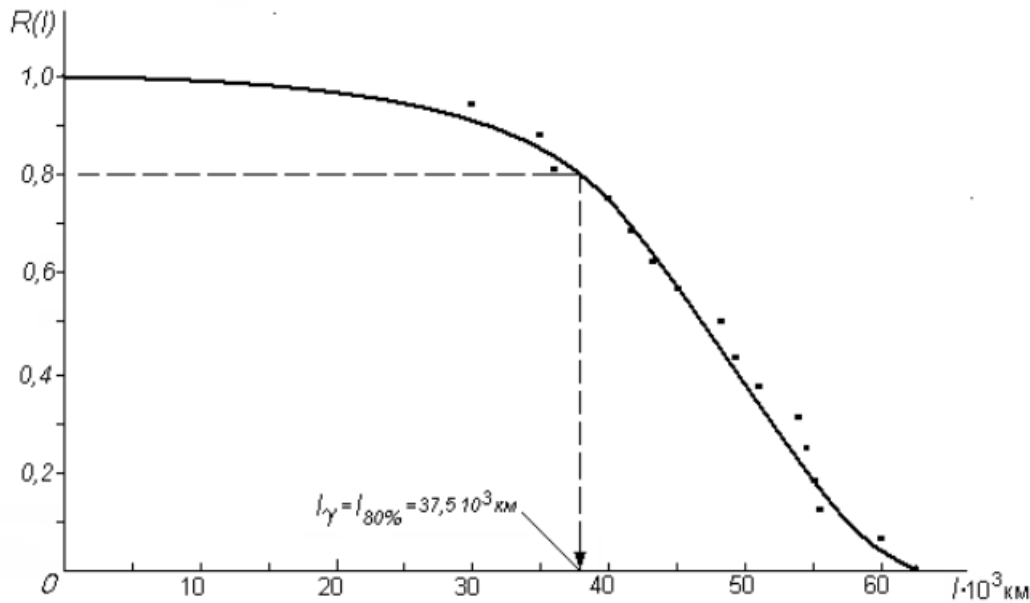


Рисунок 7.2 – Емпірична крива втрат ресурсу і 80 %-вий ресурс форсунок

Отже, у результаті проведених побудов отримуємо оцінку величини 80 % ресурсу форсунок  $37,5 \times 10^3$  км.

## Практичне заняття 8

### ДОВІРЧИЙ ІНТЕРВАЛ ТА ДОВІРЧА ЙМОВІРНІСТЬ

*Мета: ознайомитися і набути навичок оцінювання достовірності вибіркової сукупності оброблюваних даних.*

Із всієї генеральної сукупності обсягу вибірки обирається вибірка, яка добре характеризує всю сукупність (властивість об'єкта). На підставі дослідження цієї вибіркової сукупності з високою достовірністю оцінюють головні характеристики. Найчастіше виявляють закон розподілу генеральної сукупності і оцінюють найважливіші числові параметри, такі як математичне очікування, дисперсія і середньоквадратичне відхилення.

Вочевидь, що з оцінки цих параметрів потрібно обчислити відповідні вибіркові значення. Наприклад, вибірка середня дає змогу оцінити математичне очікування, причому оцінити це значення точково. Точково, тому

що це окремо взяте, конкретне значення. Якщо з тієї ж генеральної сукупності проводять багаторазові вибірки, то в загальному випадку будуть виходити різні вибіркові середні, і кожна з них є точковою оцінкою генерального значення.

Недолік точкових оцінок полягає в тому, що у разі невеликого обсягу вибірки можуть отримувати вибіркові значення, які далекі від істини. У цих випадках логічно вимагати, щоб вибіркова характеристика  $\theta_{\epsilon}$  (середня дисперсія або якась інша) відрізнялася від генерального значення  $\theta_{\Gamma}$  не більше, ніж на деяке позитивне значення.

Значення  $\delta$  називається точністю оцінки, і вищезазначену вимогу можна записати за допомогою модуля:

$$|\theta_{\Gamma} - \theta_{\epsilon}| < \delta \quad (8.1)$$

(точність оцінки також позначають через  $\epsilon$ ).

Але статистичні методи не дають змогу на 100 % стверджувати, що розраховане значення  $\theta_{\epsilon}$  задовольнятиме цю нерівність – адже в статистиці завжди є місце випадковості. Отже, можна говорити лише про ймовірність  $\gamma$ , з якою ця нерівність здійсниться:

$$P(|\theta_{\Gamma} - \theta_{\epsilon}| < \delta) = \gamma.$$

Якщо розкрити модуль, то отримаємо:

$$-\delta < \theta_{\Gamma} - \theta_{\epsilon} < \delta;$$

$$\theta_{\epsilon} - \delta < \theta_{\Gamma} < \delta + \theta_{\epsilon}$$

і сформулюємо суть: інтервал  $(\theta_{\epsilon} - \delta; \theta_{\epsilon} + \delta)$  називають довірчим інтервалом і він є інтервальною оцінкою генерального значення  $\theta_{\Gamma}$  за знайденим вибірковим значенням  $\theta_{\epsilon}$ . Цей інтервал з імовірністю «накриває» справжнє значення  $\theta_{\epsilon}$ . Ця ймовірність називається довірчою ймовірністю чи надійністю інтервальної оцінки.

Надійність  $\gamma$  часто задають наперед:  $\gamma = 0,95$ ;  $\gamma = 0,99$ ;  $\gamma = 0,999$ .

*Приклад.* Генеральна сукупність розподілена за нормальним законом із середньоквадратичним відхиленням  $\sigma = 5$ . Знайти довірчий інтервал для оцінки математичного очікування  $a$  з надійністю 0,95, якщо середня вибіркова  $m^* = 24,1$ , а обсяг вибірки  $n = 100$ .

Важливо розуміти стосовно цього завдання, що тут відоме стандартне відхилення  $\sigma$ . У схожих завданнях воно буває невідоме, і тоді алгоритм рішення буде відрізнятися.

З генеральної сукупності об'єктів проведена вибірка  $N = 100$ , і за її результатами знайдено вибіркову середню  $m^* = 24,15$  (середній наробіток на відмову).

Вибіркова середня – це точкова оцінка невідомої генеральної середньої. Як зазначалося вище, недолік точкової оцінки полягає в тому, що вона може виявитися далекою від істини. І за умовою, потрібно знайти інтервал  $(m^* - \delta; m^* + \delta)$ , який з імовірністю  $\gamma = 0,95$  «накриє» справжнє значення  $m^* = a$  (буде неправильно сказати, що  $m^*$  потрапить до цього інтервалу).

Точність оцінки розраховують за такою формулою:

$$\delta = \frac{t_y \sigma}{\sqrt{N}}, \quad (8.2)$$

де  $t_y$  – коефіцієнт довіри. Цей коефіцієнт знаходять із співвідношення:

$$2\Phi(t_y) = \gamma,$$

де  $\Phi(x)$  – функція Лапласа.

У цьому випадку  $\gamma = 0,95$ , отже:  $2\Phi(t_y) = 0,95 \rightarrow \Phi(t_y) = 0,95/2 = 0,475$ .

За таблицею значень функції Лапласа (рис. 8.1) з'ясуємо, що значенню  $\Phi(t_y) = 0,475$  відповідає аргумент  $t_y \approx 1,96$ . Отже, точність оцінки за формулою (8.2) буде становити:

$$\delta = \frac{1,96 \times 5}{\sqrt{100}} = 0,98,$$

і шуканий довірчий інтервал буде таким:

$$(m^* - \delta; m^* + \delta) \rightarrow (24,15 - 0,98; 24,15 + 0,98) \rightarrow (23,17; 25,13).$$

Таблиця значень функції  $\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^x e^{-z^2/2} dz$

$x$	$\Phi(x)$	$x$	$\Phi(x)$	$x$	$\Phi(x)$	$x$	$\Phi(x)$
1,26	0,3962	1,59	0,4441	1,92	0,4726	2,50	0,4938
1,27	0,3980	1,60	0,4452	1,93	0,4732	2,52	0,4941
1,28	0,3997	1,61	0,4463	1,94	0,4738	2,54	0,4945
1,29	0,4015	1,62	0,4474	1,95	0,4744	2,56	0,4948
1,30	0,4032	1,63	0,4484	1,96	0,4750	2,58	0,4951
1,31	0,4049	1,64	0,4495	1,97	0,4756	2,60	0,4953
1,32	0,4066	1,65	0,4505	1,98	0,4761	2,62	0,4956
1,33	0,4082	1,66	0,4515	1,99	0,4767	2,64	0,4959
1,34	0,4099	1,67	0,4525	2,00	0,4772	2,66	0,4961
1,35	0,4115	1,68	0,4535	2,02	0,4783	2,68	0,4963
1,36	0,4131	1,69	0,4545	2,04	0,4793	2,70	0,4965
1,37	0,4147	1,70	0,4554	2,06	0,4803	2,72	0,4967
1,38	0,4162	1,71	0,4564	2,08	0,4812	2,74	0,4969
1,39	0,4177	1,72	0,4573	2,10	0,4821	2,76	0,4971
1,40	0,4192	1,73	0,4582	2,12	0,4830	2,78	0,4973

Рисунок 8.1 – Фрагмент таблиці значень функції Лапласа

Відповідь:  $23,17 < a < 25,13$ .

Цей інтервал з імовірністю (надійністю) «накриває» справжнє генеральне значення середнього наробітку об'єктів на відмову. Але, все ж таки, залишається 5-відсоткова ймовірність, що середнє статистичне значення опиниться поза знайденим інтервалом.

Для більш точної оцінки можливо зменшити цей інтервал. Це можна зробити виходячи з формули (8.2). Очевидно, що чим менше стандартне відхилення (міра розкиду значень), тим коротший довірчий інтервал. Але це в окремо взятому завданні ні на що не впливає – адже нам відомо конкретне значення  $\sigma$  і змінити його не можна.

Тому для зменшення  $\gamma$  можна зменшити коефіцієнт довіри  $t_\gamma = 1,96$ , наприклад, замість розглянутого обираємо  $t_\gamma = 1,0$ , і тоді:

$$\delta = \frac{1,0 \times 5}{\sqrt{100}} = 0,5,$$

У такому випадку довірчий інтервал дійсно стане у 2 рази коротшим (23,65; 24,65), але проблема в тому, що впаде і ймовірність:

$$\gamma = 2\Phi(t_\gamma) = 2\Phi(1,0) = 2 \times 0,3143 = 0,6826.$$

Тобто цей вузький інтервал «накриє» генеральну середню, але лише з імовірністю 68,26 %. Що, звісно, є незадовільним для серйозного статистичного дослідження.

Тому для зменшення довірчого інтервалу (при тому ж значенні) залишається збільшувати обсяг вибірки. Що цілком зрозуміло і без формули (8.2), адже чим більший обсяг вибірки, тим точніше вона характеризує генеральну сукупність (за інших рівних умов).

## Практичне заняття 9

### ВИЗНАЧЕННЯ ОПТИМАЛЬНОГО МІЖРЕМОНТНОГО ПЕРІОДУ

*Мета: вивчити методику визначення оптимального міжремонтного періоду (пробігу) на базі оціночних показників надійності.*

Оптимальний міжремонтний період визначають за умови забезпечення відповідного рівня безвідмовності за формулою:

$$T_p = \beta \cdot T_{сер} \quad \text{або} \quad L_p = \beta \cdot L_{сер}, \quad (9.1)$$

де  $\beta$  – коефіцієнт раціональної періодичності, що враховує величину і характер варіації напрацювання (або ресурсу) на відмову, а також прийняту допустиму ймовірність безвідмовної роботи (їхні значення подано до таблиці 9.1).

Таблиця 9.1 – Значення коефіцієнта раціональної періодичності за різними коефіцієнтами варіації

$P$	Значення $\beta$ для різних коефіцієнтів варіації			
	$V = 0,2$	$V = 0,4$	$V = 0,6$	$V = 0,8$
0,85	0,8	0,55	0,4	0,25
0,95	0,67	0,37	0,2	0,1



Коефіцієнт варіації визначають за формулою:

$$V = \frac{\sigma}{T_{\text{сер}}} \quad \text{або} \quad V = \frac{\sigma}{L_{\text{сер}}}, \quad (9.2)$$

де  $\sigma$  – середньоквадратичне відхилення, що визначається за формулою:

$$\sigma = \pm \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (t_{\text{сер } i} - T_{\text{сер}})^2}{N-1}} \quad \text{або} \quad \sigma = \pm \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (l_{\text{сер } i} - L_{\text{сер}})^2}{N-1}}. \quad (9.3)$$

де  $T_{\text{сер}}$  ( $L_{\text{сер}}$ ) – середнє напрацювання на відмову;

$t_{\text{сер } i}$  ( $l_{\text{сер } i}$ ) – середнє напрацювання на відмову  $i$ -ої кількості об'єктів (транспортних засобів).

*Виконаємо завдання.* За значенням середнього напрацювання на відмову побудувати гістограму та визначити оптимальний міжремонтний пробіг для двох варіантів виникнення відмов (табл. 9.2 і 9.3).

Вважати, що кількість технічних систем (підстанцій, трансформаторів тощо) за періодами спостережень розподіляється у відсотках відповідно до таблиць варіантів 1 та 2. Значення середнього напрацювання на відмову відповідає середині періоду.

Таблиця 9.2 – Перший варіант виникнення відмов

№ з/п	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
%	1	2	5	10	63	10	5	2	1	1
$n_i$										

Таблиця 9.3 – Другий варіант виникнення відмов

№ з/п	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
%	2	5	10	20	25	20	10	5	2	1
$n_i$										

*Приклад.* Визначити оптимальний міжремонтний період для тягових трансформаторів за такими даними: інвентарна кількість становить 115 од.; середньомісячний час роботи трансформатора 700 год.; кількість відмов за рік 65. Тобто  $N_i = 115$  од.,  $T_m = 700$  год,  $m_i = 65$ .

Визначаємо показники надійності, зокрема напрацювання на відмову за формулою (2.3):

$$T_{сер} = \frac{T_{ДР}}{m_0} = \frac{700 \times 12 \times 115}{65} = 14862 \text{ год.}$$

Вважаючи, що кількість об'єктів 115 од. за періодами спостережень розподіляється у відсотках відповідно і заповнюємо треті рядки таблиць 9.4 і 9.5.

Таблиця 9.4 – Перший варіант виникнення відмов

№ з/п	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
%	1	2	5	10	63	10	5	2	1	1
$n_i$	1	2	5	11	76	11	5	2	1	1

Таблиця 9.5 – Другий варіант виникнення відмов

№ з/п	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
%	2	5	10	20	25	20	10	5	2	1
$n_i$	2	5	11	25	29	25	11	5	2	1

За даними цих таблиць будуємо гістограми (рис. 9.1 та 9.2).

Ураховуючи, що значення середнього напрацювання на відмову для групи об'єктів відповідає середині відповідного періоду на гістограмі

$$T_{сер} = 14,9 \times 10^3 \text{ год,}$$

то увесь діапазон напрацювання на відмову буде становити подвійне значення  $T_{сер}$ , а саме  $28,98 \times 10^3$  год. Цей діапазон поділяємо на десять відрізків, тобто отримуємо довжину кожного розряду  $2,898 \times 10^3$  год.

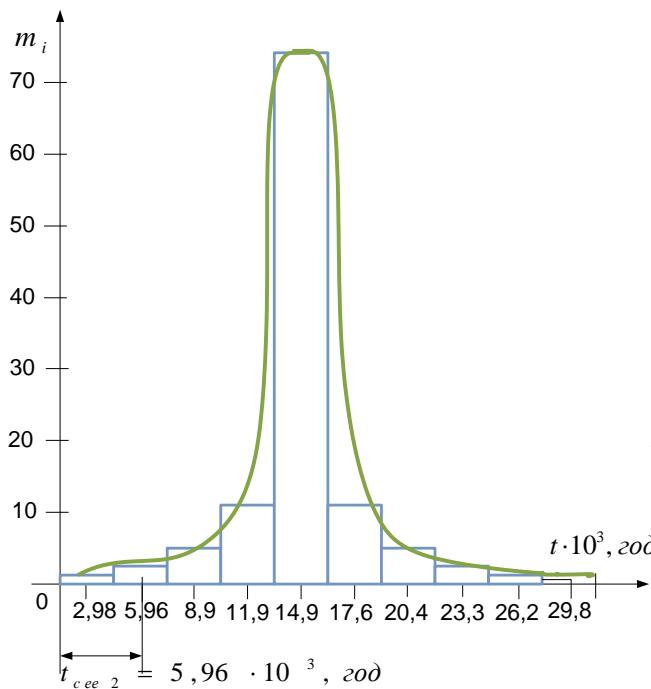


Рисунок 9.1 – Гістограма для першого варіанта виникнення відмов

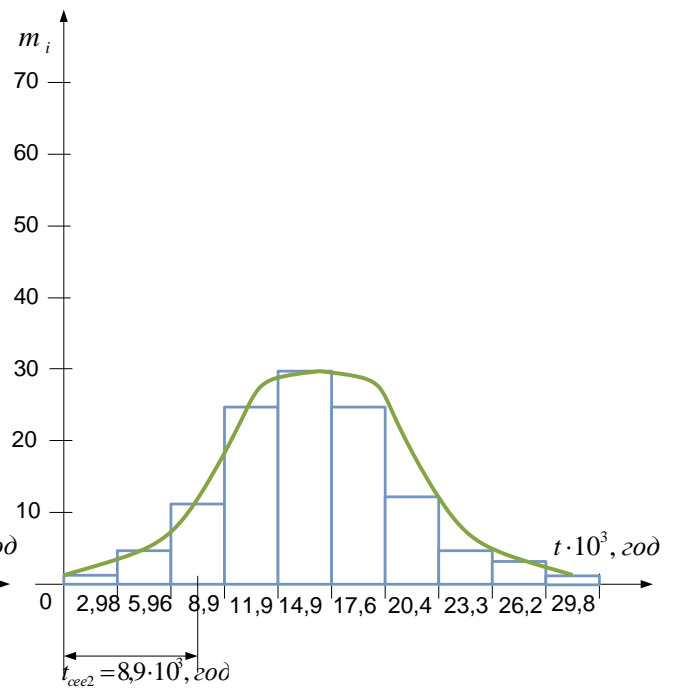


Рисунок 9.2 – Гістограма для другого варіанта виникнення відмов

Значення середнього напрацювання на відмову для групи об'єктів відповідає середині відповідного періоду на гістограмі (табл. 9.6).

Таблиця 9.6 – Середні значення розрядів

№ з/п	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$t_{сері}$	$t_{сер1}$	$t_{сер2}$	$t_{сер3}$	$t_{сер4}$	$t_{сер5}$	$t_{сер6}$	$t_{сер7}$	$t_{сер8}$	$t_{сер9}$	$t_{сер10}$
$t_{сері} \cdot 10^3, год$	2,98	5,96	8,9	11,9	14,9	17,6	20,4	23,3	26,2	29,8

Чисельник формули (9.3) визначимо окремо для двох варіантів, позначаючи відповідно  $A1$  і  $A2$ :

$$\begin{aligned}
 A1 = & 1(2,98 - 14,9)^2 + 2(5,96 - 14,9)^2 + 5(8,9 - 14,9)^2 + 11(11,9 - 14,9)^2 + \\
 & + 76(14,9 - 14,9)^2 + 11(17,6 - 14,9)^2 + 5(20,4 - 14,9)^2 + 2(23,3 - 14,9)^2 + \\
 & + 1(26,2 - 14,9)^2 + 1(29,8 - 14,9)^2 = 1303,3;
 \end{aligned}$$

$$A2 = 2(2,98 - 14,9)^2 + 5(5,96 - 14,9)^2 + 11(8,9 - 14,9)^2 + 25(11,9 - 14,9)^2 + \\ + 29(14,9 - 14,9)^2 + 25(17,6 - 14,9)^2 + 11(20,4 - 14,9)^2 + 5(23,3 - 14,9)^2 + \\ + 2(26,2 - 14,9)^2 + 1(29,8 - 14,9)^2 = 2650,3.$$

Визначаємо середньоквадратичне відхилення за формулою (9.3):

$$\sigma_1 = \sqrt{\frac{1303,3 \times 10^6}{115 - 1}} = 3,38 \times 10^3; \quad \sigma_2 = \sqrt{\frac{2650,3 \times 10^6}{115 - 1}} = 4,82 \times 10^3$$

та коефіцієнт варіації для двох варіантів за формулою (9.2):

$$V_1 = \frac{3,38}{14,9} = 0,227; \quad V_2 = \frac{4,82}{14,9} = 0,324.$$

За відомими коефіцієнтами варіації напрацювання на відмову та прийнятою імовірністю безвідмовної роботи з таблиці 9.1, обираємо коефіцієнт раціональної періодичності проведення ремонтів  $\beta$ :

– для варіанта 1 визначаємо коефіцієнт раціональної періодичності у разі ймовірності безвідмовної роботи  $P = 0,85$  та коефіцієнта варіації 0,227. Маємо значення  $\beta$ , яке дорівнює 0,65.

За варіантом 1 оптимальний міжремонтний період за формулою (9.1) буде становити:

$$T_{p1} = \beta \cdot T_{сер} = 0,65 \times 14,9 \times 10^3 = 9660 \text{ год}.$$

Якщо ймовірність  $P = 0,95$  і  $\beta = 0,45$ , то оптимальний міжремонтний пробіг буде становити:

$$T_{p11} = \beta \cdot T_{сер} = 0,45 \times 14,9 \times 10^3 = 6688 \text{ год};$$

– для варіанта 2 у разі  $V = 0,324$ :

$$\text{якщо } P = 0,85: T_{p2} = \beta \cdot T_{сер} = 0,6 \times 14862 = 8917 \text{ год},$$

$$\text{якщо } P = 0,95: T_{p22} = \beta \cdot T_{сер} = 0,4 \times 14862 = 5945 \text{ год}.$$

Отже, у разі збільшення коефіцієнта варіації та (або) ймовірності безвідмовної роботи оптимальний міжремонтний період зменшується.

## Практичне заняття 10

### ВИЗНАЧЕННЯ ОПТИМАЛЬНОГО ЗАПАСУ АГРЕГАТИВ, МАШИН, ВУЗЛІВ

*Мета: вивчити методику визначення оптимального запасу агрегатів, машин, апаратів, вузлів, систем на підставі оціночних показників надійності.*

Оптимальний запас (оптимальний розмір обмінного фонду) агрегатів, машин, апаратів, тощо – це практично мінімальна кількість виробів у резерві, що забезпечує повне відновлення технічних засобів після відмови без їхньої затримки під час ремонту непрацездатних виробів.

Це означає, що загальна кількість агрегатів, які є в запасі та тих, що можуть бути відновлені на цей момент, не може бути меншою за кількість відмов цих агрегатів.

Під час визначення оптимального запасу агрегатів, машин, апаратів враховується однотипність рухомого складу, технічних засобів систем електропостачання, колійного господарства, електротехнічних систем та уніфікація їхніх складових.

Оптимальний запас агрегатів  $A$  визначають за умови, що час відновлення працездатного стану технічної системи після відмови набагато менший за час ремонту агрегата на відповідній дільниці. Оптимальний запас агрегатів визначають за формулою:

$$A = N_o \cdot n \cdot \frac{\omega}{\beta_e}, \quad (10.1)$$

де  $N_o$  – кількість однотипних машин (вагонів) у депо (якщо в депо один тип рухомого складу, то  $N_o = N_i$ ), підстанцій тощо;

$n$  – кількість деталей, агрегатів, вузлів на одиницю рухомого складу;

$\omega$  – параметр потоку відмов;

$\beta_e$  – параметр потоку відновлення, тобто кількість деталей, агрегатів, вузлів тощо, яка може бути відновлена за період, що розглядається.

*Приклад.* Визначити оптимальний розмір обмінного фонду струмоприймачів трамвая Т-3, якщо за рік було зафіксовано 300 відмов. У депо є 400 одиниць вагонів, пробіг одного вагона становить  $6 \times 10^3$  км на місяць. Середнє значення параметра потоку відновлення 190 шт. на рік. Тобто дано:  $N_i = 400$  од.,  $L_M = 6\,000$  км,  $m_{cmp} = 300$  шт.,  $\beta'_e = 190$  шт. на рік.

Визначаємо параметр потоку відмов, відношення кількості відмов 300 до загального пробігу 400 вагонів за 12 місяців, 1/км:

$$\omega(L) = \frac{m_0}{L_{DP}} = \frac{m_0}{12 \cdot N_i \cdot L_M} = \frac{300}{12 \times 400 \times 6000} = 1,04 \times 10^{-5}.$$

Визначаємо параметр потоку відновлення, оскільки параметр потоку відмов має розмірність 1/км, то і параметр потоку відновлення повинен мати розмірність 1/км. Тому річну кількість відновлених струмоприймачів 190 поділяємо на річний (за 12 місяців) пробіг одиниці рухомого складу:

$$\beta_e = \frac{\beta'_e}{12 \cdot L_M} = \frac{190}{12 \times 6000} = 2,64 \times 10^{-3}.$$

Визначаємо оптимальний запас струмоприймачів трамвая Т-3 за формулою (10.1):

$$A = N_o \cdot n \cdot \frac{\omega}{\beta_e} = 400 \times 1 \times \frac{1,04 \times 10^{-5}}{2,64 \times 10^{-3}} = 1,6 \approx 2 \text{ шт.}$$

Розмір оптимального запасу агрегатів, машин, апаратів, вузлів, запчастин може визначатись з урахуванням сезонного впливу на кількість відмов окремих складових, загального терміну експлуатації технічних систем, що змінюють значення параметра потоку відмов, а також планів модернізації.

Також протягом року може змінюватися параметр потоку відновлення, який залежить від продуктивності відповідної ремонтної ділянки (причини: відхилення в поставках запчастин, матеріалів, плинність робочих кадрів та їхньої відпустки тощо).

## Практичне заняття 11

### ПРОГНОЗУВАННЯ ЗАГАЛЬНОЇ КІЛЬКОСТІ ВІДМОВ НА ПІДСТАВІ БАГАТОРІЧНИХ ТЕНДЕНЦІЙ

*Мета: отримати навички в розрахунку очікуваного значення відмов на підставі згладжування багаторічних тенденцій аналітичними залежностями.*

Вивчення і зіставлення динаміки змінювання показників надійності є одним з методів аналізу. Розглянемо метод встановлення динаміки змінювання надійності об'єктів, враховуючи, що змінювання технічного рівня подібних об'єктів не відбувалося.

Відповідно до методу аналізу динаміки по відношенню до «базового» року, показники надійності за декілька років перераховують у відсотках відносно до одного «базового» року. Одержані результати, для зручності, подають у вигляді графіків і використовують для зіставлення показників, що мають стійку тенденцію.

Отже, можна припустити, що описаний метод вивчення багаторічних тенденцій порівнянням показників надійності відносно до «базового» періоду часу дає змогу зробити правильні висновки тільки у тому випадку, коли тенденції змінювання того або іншого показника стійкі.

Можливості згладжування багаторічних даних розглянемо на конкретному прикладі. За фактичними даними можна припустити, що загальна тенденція полягає в практично стійкому зниженні кількості відмов рухомого складу депо (трансформаторів тягових підстанцій, двигунів на рухомому складі тощо, розподільчих мереж). Отже, у цьому випадку моделлю змінювання кількості відмов може бути отримана лінійна залежність цих показників від часу (за роками, місяцями) (рис. 11.1).

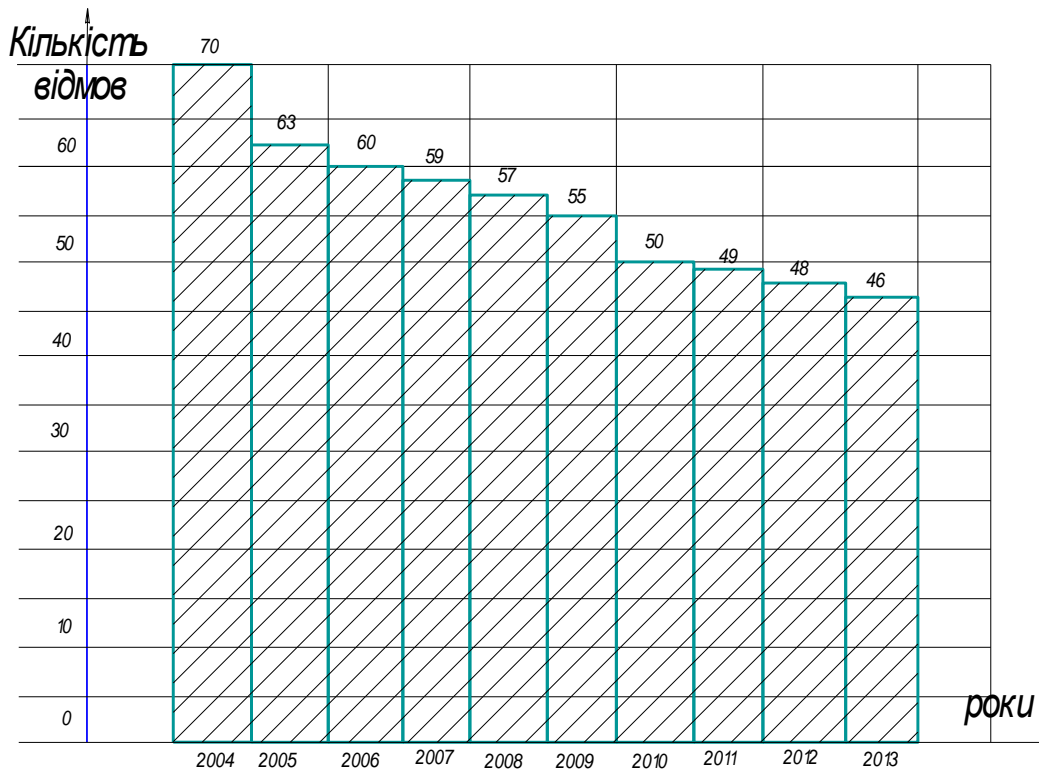


Рисунок 11.1 – Розподіл кількості відмов за роками

Формула для середніх темпів змінювання показників у разі лінійної моделі має вигляд:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (\Pi_i - \Pi_{cp})(t_i - t_{cp})}{\sum_{i=1}^n (t_i - t_{cp})^2}, \quad (11.1)$$

де  $\Pi_i$  – значення показника, що аналізується, у моменти часу  $t_i$ ;

$\Pi_{cp} = \frac{\sum_{i=1}^n \Pi_i}{n}$  – середнє значення показника  $\Pi_i$  за аналізований період;

$t_i$  – періоди часу, для яких є значення  $\Pi_i$ ;

$t_{cp} = \frac{\sum_{i=1}^n t_i}{n}$  – середина періоду часу, що аналізується;

$n$  – кількість періодів часу, для яких є значення  $\Pi_i$ .

Розглянемо приклад згладжування багаторічних даних і використання розрахованих значень. У таблиці 11.1 приводяться певні відомості про змінювання кількості відмов (що характеризувалися пошкодженням рухомого



складу після ДТП і непрацездатним станом) на трамвайних маршрутах м. Києва за 2004–2013 роки.

Таблиця 11.1 – Побудова лінійної моделі

Роки	Відмови	$P_i - P_{cp}$	$L_i = t_i$	$t_i - t_{cp}$	$\frac{(P_i - P_{cp})^*}{(t_i - t_{cp})}$	$(t_i - t_{cp})^2$
1	2	3	4	5	6	7
2004	70	14,3	1	-4,5	-64,35	20,25
2005	63	7,3	2	-3,5	-25,55	12,25
2006	60	4,3	3	-2,5	-10,75	6,25
2007	59	3,3	4	-1,5	-1,95	2,25
2008	57	1,3	5	-0,5	-1,65	0,25
2009	55	-0,7	6	0,5	-0,35	0,25
2010	50	-5,7	7	1,5	-8,55	2,25
2011	49	-6,7	8	2,5	-16,75	6,25
2012	48	-7,7	9	3,5	-34,65	12,25
2013	46	-9,7	10	4,5	-33,95	20,25
Сума	557	–	55	–	-198,5	82,5
Середнє значення	55,7	–	5,5	–	–	–

Перша колонка містить певні відомості за аналізований період з 2004 року до 2013 року. У колонці 2 представлено кількість відмов за кожним роком. Колонки з 3 до 7 послуговують для проведення проміжних розрахунків і містять відомості, необхідні для обчислення. У колонці 3 – різниця між  $P_i$  і  $P_{cp}$ .

Для того щоб не довелося перемножувати дуже великі цифри, введено «зміщений час»: 2004 рік став першим, 2005 рік – другим і так далі. Цей «зміщений час» позначений  $t_i$  і приведений у колонці 4. Колонка 5 аналогічна до колонки 3, тільки тут фігурує не показник відмов, а час. Зміст колонок 6 і 7

ясно з позначень. Підставивши наявні в колонці 5 значення у формулу (11.1) для розрахунку  $r$ , одержимо

$$r = \frac{-198,5}{82,5} = -2,4.$$

Отже, обчислено дві числові характеристики процесу зниження кількості відмов рухомого складу депо за 10 років – середній рівень, рівний 55,7 відмов на рік, і середні темпи зменшення – 2,4 відмови на рік.

Ще однією привабливістю розрахованих показників є те, що вони дають змогу оцінити очікувану кількість відмов рухомого складу депо для будь-якого моменту часу за умови, що існуючі тенденції збережуться.

Очікувану кількість відмов рухомого складу депо визначають за формулою:

$$P(t_i) = P_{cp} + r(t_i - t_{cp}). \quad (11.2)$$

Використовуючи формулу (11.2) і на підставі відомостей, представлених у таблиці 11.1, оцінимо очікувану кількість відмов рухомого складу депо у 2014 році.

Підставивши всі необхідні числові значення у формулу (11.2), одержимо значення передбачуваних відмов:

$$P(2014) = 55,7 + (-2,4) \cdot (10 - 5,5) = 44,9.$$

Отже, у наступному 2014 році очікується 44,9 відмов рухомого складу депо.

Відзначимо, що такий прогноз заснований на тому, що існуюча тенденція буде збережена. Оскільки очікується зменшення кількості відмов рухомого складу депо, то завдання управління, очевидно, якраз у тому і полягає, щоб така тенденція збереглася і надалі впроваджувались усі можливі заходи для зменшення відмов або їх попередження.

Завдання працівника, що здійснює аналіз, полягає не тільки в обчисленні показників, що характеризують динаміку змінювання показників надійності, але й у виборі виду показника і методу його розрахунку.

## Практичне заняття 12

### ОЦІНКА НАДІЙНОСТІ ЕРГАТИЧНОЇ СИСТЕМИ «ВОДІЙ – ТРАНСПОРТНИЙ ЗАСІБ – ДОРОЖНЄ СЕРЕДОВИЩЕ»

*Мета: надати уявлення щодо оцінки надійності системи «Водій – транспортний засіб – дорожнє середовище» під час екстреного гальмування та впливу заходів з підвищення якості гальмування на надійність цієї системи.*

Надійність тієї або іншої системи, що складена із заданої кількості елементів, залежить від надійності кожного з них. У найпростішому випадку елемент може бути або працездатний (імовірність  $R$ ), або непрацездатний (імовірність  $F$ ), так що

$$R + F = 1. \quad (12.1)$$

У разі двох елементів можлива кількість станів дорівнює чотирьом. Маємо

$$(R_1 + F_1)(R_2 + F_2) = R_1R_2 + R_1F_2 + F_1R_2 + F_1F_2 = 1. \quad (12.2)$$

У разі  $n$  елементів система має  $2^n$  станів.

Вишукування резервів подальшого підвищення надійності створює необхідність окремого аналізу за різними показниками стосовно підвищення надійності системи «Водій – транспортний засіб – дорожнє середовище» (ВАДС) загалом і керуючих дій водія зокрема.

Завдання, що пов'язані із забезпеченням надійності сукупності систем ВАДС, різноманітні. Розглянемо приклад екстреного гальмування, яке утворюється у щільному транспортному потоці, що охоплює принаймні дві системи ВАДС, мета якого є забезпечення, насамперед, мінімально можливого гальмівного шляху.

Типовим результатом несподіваного й різкого гальмування транспортного засобу в щільному транспортному потоці є дорожньо-транспортна пригода (ДТП) – наїзд транспортного засобу, що йде позаду. Тобто, у щільному

транспортному потоці рухаються два транспортних засоби – передній (ведучий, лідер) і задній (ведений).

Отже, формування розрахункової схеми варто почати із двох підсистем:  $ВАД_1$ , що відповідає ведучому транспортному засобу, і  $ВАД_2$  – веденому.

Процес гальмування буде залежати від властивостей гальмівної системи обох транспортних засобів, тобто здатності забезпечувати високі значення сповільнення під час гальмування. Результат гальмування залежить і від водіїв:  $B_1$  – задає інтенсивність гальмування лідера;  $B_2$  – обирає дистанцію до ведучого транспортного засобу, устигає швидше або повільніше (залежно від часу своєї реакції) почати гальмування.

Надійність гальмування розглядають в імовірнісному аспекті; його результат – це випадкова подія, а ДТП – результат несприятливого сполучення чотирьох параметрів (теж подій): ефективності гальм першого і другого транспортного засобу, дистанції між ними до початку гальмування, часу реакції водія веденого транспортного засобу.

Отже, завдання зводиться до взаємодії двох підсистем:  $B_1A_1$  – лідера;  $B_2A_2$  – наступного за ним веденого транспортного засобу.

Оскільки гальмування розглядають як випадкову подію, вона може мати безпечний результат з імовірністю  $R_T$  або закінчитися ДТП із імовірністю  $F_T$ . Очевидно, маємо  $R_T + F_T = 1$ .

Той або інший результат гальмування залежить від елементарних подій, що сприяють гальмуванню або протилежні до них. Елементарні події визначаються станом системи або її елементів. Розглянемо прийнятні чотири групи таких подій: випадкове гальмування системи  $B_1A_1$  з імовірністю  $R_{T1}$  або аварійне її гальмування (імовірність  $F_{T1}$ ); справні гальма веденого транспортного засобу (імовірність  $R_{T2}$ ) або несправні (імовірність  $F_{T2}$ ), що не забезпечують мінімального гальмівного шляху; правильний вибір дистанції водієм веденого транспортного засобу (імовірність  $R_{D2}$ ) або небезпечне її зменшення (імовірність  $F_{D2}$ ), швидка реакція водія  $B_2$  (імовірність  $R_{P2}$ ) або ні (імовірність  $F_{P2}$ ).

Повна група неспільних подій, що характеризують весь розглянутий процес, буде наступною:

$$(R_{T1} + F_{T1}) (R_{T2} + F_{T2}) (R_{D2} + F_{D2}) (R_{P2} + F_{P2}) = 1. \quad (12.4)$$

Звідси виходить, що можлива кількість станів елементів підсистеми дорівнює шістнадцяти.

$$\begin{aligned} &R_{T1}R_{T2}R_{D2}R_{P2} + R_{T1}R_{T2}R_{D2}F_{P2} + R_{T1}R_{T2}F_{D2}R_{P2} + R_{T1}R_{T2}F_{D2}F_{P2} + \\ &+ R_{T1}F_{T2}R_{D2}R_{P2} + R_{T1}F_{T2}R_{D2}F_{P2} + R_{T1}F_{T2}F_{D2}R_{P2} + R_{T1}F_{T2}F_{D2}F_{P2} + \\ &+ F_{T1}R_{T2}R_{D2}R_{P2} + F_{T1}R_{T2}R_{D2}F_{P2} + F_{T1}R_{T2}F_{D2}R_{P2} + F_{T1}R_{T2}F_{D2}F_{P2} + \\ &+ F_{T1}F_{T2}R_{D2}R_{P2} + F_{T1}F_{T2}R_{D2}F_{P2} + F_{T1}F_{T2}F_{D2}R_{P2} + F_{T1}F_{T2}F_{D2}F_{P2} = 1 \end{aligned}$$

Виходячи з того, що випадки наїзду веденого транспортного засобу у разі плавного гальмуванні ведучого (подія з імовірністю  $R_{T1}$ ) вважаються малоімовірними, відпадає вісім станів.

Вважається також успішним результат стану  $F_{T1}R_{T2}R_{D2}R_{P2}$ , оскільки у разі різкого гальмування лідера наїзду не відбудеться, якщо у веденого транспортного засобу гальма в гарному стані, водій підтримує необхідну дистанцію й досить уважний.

У такий спосіб маємо сім несприятливих станів розглянутої системи. Їхня сума й дає шукану ймовірність  $F_T$  виникнення ДТП:

$$\begin{aligned} F_T = F_{T1} (R_{T2}R_{D2}F_{P2} + R_{T2}F_{D2}R_{P2} + F_{T2}R_{D2}R_{P2} + R_{T2}F_{D2}F_{P2} + \\ + F_{T2}R_{D2}F_{P2} + F_{T2}F_{D2}R_{P2} + F_{T2}F_{D2}F_{P2}). \end{aligned} \quad (12.5)$$

Вираз (12.5) дає змогу оцінювати не тільки ймовірність наїзду транспортного засобу під час гальмування, але й ефект тих поліпшень, які можливі в конструкції гальмівних систем. Якщо, наприклад, увести прилад, що вимірює й оцінює дистанцію, то ймовірність виникнення ДТП зменшиться:

$$F'_{T=} = F_{T1} (R_{T2}F_{P2} + F_{T2}R_{P2} + F_{T2}F_{P2}). \quad (12.6)$$

Однак більш реалістичним вважається, що подібний прилад знизить імовірність небезпечного зменшення дистанції (з  $F_D$  до  $F'_D$ ) і зменшить час реакції водія веденого транспортного засобу, так що нове значення буде відповідати

$$F_T = F_{T1} (R_{T2} R_{D2} F_{P2} + R_{T2} F_{D2} R_{P2} + F_{T2} R_{D2} R_{P2} + R_{T2} F_{D2} F_{P2} + (12.7) \\ + F_{T2} R_{D2} F_{P2} + F_{T2} F_{D2} R_{P2} + F_{T2} F_{D2} F_{P2}).$$

*Приклад.* Нехай під час руху в транспортному потоці ймовірність аварійного гальмування ведучого транспортного засобу не перевищує 10 % загальної кількості гальмувань; стан гальмівної системи веденого транспортного засобу та дії його водія забезпечують екстрене гальмування з імовірністю 70 %, а дистанція між транспортними засобами в транспортному потоці скорочується до небезпечних меж у 20 % випадків, тобто маємо  $R_{T1} = 0,9$ ;  $R_{T2} = 0,7$ ;  $R_{P2} = 0,7$ ;  $R_{D2} = 0,8$ ;  $F_{T1} = 0,1$ ;  $F_{T2} = 0,3$ ;  $F_{P2} = 0,3$ ;  $F_{D2} = 0,2$ .

Користуючись формулою (12.5), знайдемо  $F_T = 0,0646$ , тобто ймовірність зіткнення становить близько 6,5 %, з яких понад 70 % має супроводжуватися дрібними наслідками, а кількість серйозних ДТП – у 10 разів менша.

За формулами (12.6) і (12.7) знаходимо, що введення індикатора дистанції між транспортними засобами у потоці зменшує небезпеку наїзду до  $F_T = 0,044$ , тобто на 32 %; якщо ж виходити з  $F_T = 0,0496$ , то на 27 %. Однак важливим є те, що зменшиться кількість станів, пропорційних  $F_{D2} F_{P2}$  і таких, що обов'язково призводять до ДТП, у 3 рази.

Оскільки для безпечного результату процесу гальмування важливо, що час реакції водія може досягати  $t_p = 2$  с, варто вказати на деякі можливості його зменшення:

1) використання даних профвідбору і профдіагностування. Як показують випробування, у відмінних водіїв  $t_p < 1,15$  с. Це приблизно у 2 рази менше за середнє значення;

2) скорочення найбільшої частини  $t_p$  – латентного періоду (за деякими даними вдвічі) у разі переведення водія з режиму оперативного спокою в напружений режим;

3) скорочення моторного періоду  $t_p$  зміною керування гальмівною системою.

### Практичне заняття 13

#### ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ ЕКСПЕРТОЛОГІЇ ДЛЯ ОЦІНЮВАННЯ НАДІЙНОСТІ ОБ'ЄКТІВ

*Мета: ознайомитися з технологією отримання експертних висновків на підставі значення коефіцієнта конкордації.*

У виробничій практиці оцінку надійності об'єктів іноді доводиться приймати в умовах невизначеності. Така ситуація складається, коли немає змоги швидко зібрати необхідну статистичну інформацію, зробити відповідні розрахунки або інформація є достатньо коштовною. У цьому випадку до оцінювання надійності об'єктів залучають експертів. Експерти на інтуїтивному рівні та на підставі власного уявлення і досвіду можуть досить впевнено оцінювати, принаймні якісно, заходи підвищення надійності, або фактори, що впливають на надійність з метою подальшого розроблення потрібних заходів. На цей час розроблено багато методів експертології. Розглянемо один із них, де узгодженість думок спеціалістів базується на підставі значення коефіцієнта конкордації.

Наприклад, поставлено завдання оцінити надійність світлодіодних світильників. До розгляду експертів беруться фактори, які впливають на забезпечення їхньої надійності:

- якість стабілізаторів струму для світлодіодів (драйверів);
- схема з'єднання світлодіодів у світильнику;
- нестабільна напруга мережі живлення, що негативно впливає на роботу драйвера;

- умови експлуатації або матеріал виготовлення кристалу;
- якість системи охолодження, відсутність природного теплообміну (конвекції повітря), що проявляється у разі встановлення світлодіодних ламп у настінні та стельові світильники закритого типу.

Ступінь впливу кожного фактора на надійність об'єктів показали 10 дипломованих фахівців з виробничої сфери підприємства і вчені. Усі перераховані фактори ранжирувалися експертами порядку убубання (рис. 13.1).

Фактори	Нормальне ранжирування відповідно до оцінки кожного фахівця										$\sum_{j=1}^m X_{ij}$	$\sum_{j=1}^m X_{ij} - \frac{150}{5}$	$\left(\sum_{j=1}^m X_{ij} - \frac{150}{5}\right)^2$
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10			
Якість стабілізаторів струму	5	3	4	4	4	3	4,5	5	3,5	4,5	40,5	10,5	110,25
Якість системи охолодження	2,5	1	3,5	1,5	1	4	3	3	1	2	22,5	-7,5	56,25
Схема з'єднання світлодіодів	4	5	3	5	5	5	4,5	4	5	4,5	45	15	225
Нестабільна напруга мережі живлення	1	2	1	1,5	1	1,5	1	1,5	2	1	14,5	-15,5	240,25
Матеріал виготовлення кристалу	2,5	4	3,5	3	3	1,5	2	1,5	3,5	3	27,5	-2,5	6,25
Разом	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	150	x	638

Рисунок 13.1 – Вихідні дані для розрахунку коефіцієнта конкордації

На результативну ознаку окремих факторів істотно впливає коефіцієнт конкордації, що характеризує ступінь погодженості думок фахівців. Величина цього коефіцієнта коливається від 0 (повна непогодженість) до 1 (повна погодженість). Коефіцієнт конкордації  $j$  визначають за формулою:

$$j = \frac{\Delta}{\frac{1}{12}m^2(n^3 - n) - m \sum_{j=1}^m T_i}, \quad (13.1)$$

де  $\Delta$  – табличне значення;

$m$  – кількість експертів (10);

$n$  – кількість факторів (5);



$\sum_{j=1}^m T_i$  – сума виправлень на об'єднані ранги за кожним експертом.

Виправлення на об'єднані ранги  $\sum_{j=1}^m T_i$  складаються з виправлень  $T_i$  за кожним експертом. У першому ранжируванні зустрічається один випадок об'єднання двох рангів  $x_2$  і  $x_5$ , при цьому об'єднаний ранг дорівнює 2,5. Отже, кількість однакових рангів у першому ранжируванні  $t = 2$ , звідси:

$$T = \frac{1}{12}(t^3 - t); \quad (13.2)$$

$$T = \frac{1}{12}(2^3 - 2) = 0,5.$$

Підставляючи значення  $t$  у формулу (13.2), одержуємо  $T_i = 0,5$ . Об'єднання двох рангів за одним випадком зустрічається ще в сімох рангах 3, 4, 6, 7, 8, 9, 10 (див. табл. 13.1). У такий спосіб сума виправлень для всіх ранжирувань становить  $\sum_{j=1}^m T_i = 4,0$ . Тоді, виходячи з формули (13.1), розраховане значення коефіцієнта конкордації становить:

$$j = \frac{638}{\frac{1}{12} \times 10^2 (5^3 - 5) - 10 \times \sum_{j=1}^m 4,0} = 0,664.$$

Отриманий коефіцієнт конкордації підтверджує високий ступінь погодженості думок опитаних фахівців щодо впливу обраних факторів на надійність об'єкту. Значимість коефіцієнта конкордації оцінюють за критерієм Пірсона:

$$X^2 = \frac{\Delta}{\frac{1}{12} mn(n+1) - \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^m T_i}; \quad (13.3)$$

$$X^2 = \frac{638}{\frac{1}{12} \times 10 \times 5 \times (5+1) - \frac{1}{5-1} \times \sum_{j=1}^m 4,0} = 26,58.$$

Розрахункове значення критерія дорівнює 26,58, що перевищує відповідне табличне значення 23,21 для рівня істотності 0,01 і кількості ступенів свободи  $m = 10$ . Отже, з довірчою ймовірністю 99 % можна стверджувати, що думки фахівців погоджені не випадково.

Аналіз, проведений за допомогою експертних оцінок, дав змогу одержати нову достовірну інформацію, що має суспільну значимість, а саме виявити найважливіші фактори, що впливають на надійність.

Найбільший вплив на значення надійності робить фактор, що має найменшу суму рангів. З таблиці 13.1 видно, що таким фактором виявився «Нестабільна напруга мережі живлення». Тому цей фактор посів перше місце (сума рангів дорівнює 14,5).

Друге місце за значимістю одержав фактор «Якість системи охолодження» (сума рангів дорівнює 22,5).

Третє місце, на думку експертів, належить «Матеріалу виготовлення кристалу» (сума рангів дорівнює 27,5).

На четвертому місці – «Якість стабілізаторів струму» (сума рангів дорівнює 40,5).

На п'яте місце експерти поставили фактор «Схема з'єднання світлодіодів» (сума рангів дорівнює 45).

Виявлене розташування факторів за ступенем їхнього впливу на надійність роботи світильників говорить про те, що головна стратегія повинна бути спрямована на розробку заходів щодо забезпечення стабільної напруги мережі живлення.

Для прикладу може бути розглянуте завдання, коли перед транспортним підприємством поставлено мету оцінити фактори відмов систем електропостачання. У цьому випадку перед експертами постає завдання оцінити вплив на надійність систем електропостачання таких факторів:

- виникнення максимального навантаження в системі під час роботи електростанції;
- відмови парогенератора (гідрогенератора);

- (відмови) групи генераторів;
- відмова трансформаторів;
- відмова регуляторів;
- вихід з ладу запобіжників;
- відмова ізоляторів;
- відмова розподільчого пристрою;
- відмова пристроїв автоматичного захисту і керування.

## Практичне заняття 14

### ВРАХУВАННЯ РИЗИКІВ ПІД ЧАС ОЦІНЮВАННЯ НАДІЙНОСТІ

*Мета: набути навичок з процедури оцінювання ризику неуспішності проектних рішень за відсутності підтвердженої числової інформації.*

Впровадження нового обладнання завжди супроводжується більшими або меншими ризиками.

Перш за все треба з'ясувати, від яких найбільш загальних чинників залежить успішність досягнення поставленої мети, і можливі порушення цих положень віднести до першої групи причин неуспішності. Кожна з причин першої групи узагальнює більш конкретні складові, з яких формується друга група факторів, від яких залежить реалізація причин першої групи, а через них – невиконання та недосягнення мети проєкту.

Можна йти ще далі, розглядаючи складові складових і утворювати третю групу і так далі. Врешті решт залишаться фактори, на які ні замовник, ні підрядник, ні інвестор вплинути не можуть, тож в утворенні чергової групи вже не буде сенсу.

За приклад візьмемо проєкт організації утилізації троллейбусних шин на території одного з троллейбусних депо. Суть проєкту полягає в тому, що зношені, непридатні для подальшого вжитку шини переводять до склоподібного стану за допомогою зрідженого повітря, тобто за температури нижче за  $-200^{\circ}\text{C}$ ,

і розмелюють на гумову крихту з відокремленням цінного дроту сталевго корду. Реалізація пропозиції обіцяє значний економічний та екологічний ефект, оскільки передбачається збір відпрацьованих шин в усьому місті, у тому числі зі звалищ.

Головними причинами неуспіху можуть бути:

$x_1$  – невиконання договірних зобов'язань інвестором (або проектувальником чи підрядником);

$x_2$  – низький рівень підготовки та незадовільна організація здійснення проекту (наприклад, невиконання умов контрактної поставки тощо);

$x_3$  – невідповідність результату, що має бути досягнутий після завершення проекту, попереднім сподіванням (відсутність ринку збуту гумової крихти через відсутності вітчизняного досвіду та нормативів її застосування у дорожньому будівництві, незацікавленість фірм зі збору металобрухту у вигляді високоякісного сталевго корду тощо).

Кожна з причин першої групи узагальнює більш конкретні складові, з яких формується друга група факторів:

$x_{11}$  – припинення фінансування через нездоланні проблеми в інвестора;

$x_{12}$  – недокомплектація обладнання через неочікувані проблеми у фірми-підрядника на митниці;

$x_{21}$  – помилки у документації, що не були виявлені раніше;

$x_{22}$  – недостатній досвід та кваліфікація виконавців;

$x_{23}$  – вихід із ладу елементів устаткування під час його транспортування до місця або під час монтажної-налагоджувальних робіт;

$x_{24}$  – втрата гарантій на обладнання через порушення строків його постачання та затримки використання.

Стосовно  $x_3$  вважаємо, що за своєю сутністю формулювання всіх можливих часткових причин збігаються із формулюванням самої причини, тобто  $x_{31}$ ,  $x_{32}$ , ... як окремі категорії відсутні.

Якщо висловлювання стосовно пріоритетів у групі з  $q$  факторів зашифрувати символами  $Pr_k$ ,  $k = 1, 2, \dots, q$ , то упорядкований за пріоритетами набір факторів можна змоделювати рядом  $Pr_1, Pr_2, \dots, Pr_q$ .

Надання членам рядів числових значень здійснюють згідно з правилами:

– якщо  $Pr_1 \geq Pr_2 \geq \dots \geq Pr_q$ , то

$$Pr_k = \frac{2(q-k+1)}{q(q+1)}; \quad (14.1)$$

– якщо  $Pr_1 > Pr_2 > \dots > Pr_q$ , то

$$Pr_k = \frac{q-k+2}{2^k \cdot q}; \quad (14.2)$$

– якщо  $Pr_k \geq \sum_{s=k+1}^q Pr_s$ , то

$$Pr_k = \frac{2^{q-k}}{2^k - 1}; \quad (14.3)$$

– якщо  $a_k \leq Pr_k \leq b_k$ ,  $0 \leq a_k < b_k \leq 1$ , то

$$Pr_k = \frac{a_k + \left(1 - \sum_{s=1}^q a_s\right) \cdot (b_k - a_k)}{\sum_{s=1}^q (b_s - a_s)}. \quad (14.4)$$

Якщо в групі є тільки одна причина, то її пріоритет дорівнює одиниці.

Покладаючись на професійний досвід керівників та залучених для прогнозування можливих факторів неуспішності задуманого проєкту спеціалістів, приймемо, що числові оцінки перебувають у таких співвідношеннях:  $Pr_1 > Pr_2$ , а  $Pr_2 > Pr_3$ , однак різниці між пріоритетами неоднакові, тобто на числовій осі інтервал, де розташовано числову оцінку  $Pr_1$ , ближче до одиниці, ніж інтервал, де міститься оцінка  $Pr_2$ . Нехай ці інтервали оцінено так:

$$0,4 \leq Pr_1 \leq 0,9; \quad 0,2 \leq Pr_2 \leq 0,4; \quad 0 \leq Pr_3 \leq 0,3.$$

Підставлення числових значень дає такі оцінки:

$$Pr_1 = \frac{a_1 + [1 - (a_1 + a_2 + a_3)] \cdot (b_1 - a_1)}{(b_1 - a_1) + (b_2 - a_2) + (b_3 - a_3)} = \frac{0,4 + [1 - (0,4 + 0,2 + 0,0)] \cdot (0,9 - 0,4)}{(0,9 - 0,4) + (0,4 - 0,2) + (0,3 - 0,0)} = 0,6;$$

$$Pr_2 = \frac{0,2 + (1 - 0,6) \cdot (0,4 - 0,2)}{1,0} = 0,28; \quad Pr_3 = \frac{0,0 + 0,4 \cdot 0,3}{1,0} = 0,12.$$

З факторів другої групи  $x_{11}$ ,  $x_{12}$  безперечно переважаючим прийнято  $x_{11}$ , бо наслідки від припинення фінансування більш масштабні, ніж від недокомплектації обладнання. Тому  $Pr_{11} > Pr_{12}$  і

$$Pr_{11} = \frac{q - k + 2}{2^q \times q} = \frac{2 - 1 + 2}{2^1 \times 2} = 0,75; \quad Pr_{12} = \frac{2 - 2 + 2}{2^2 \times 2} = 0,25.$$

Мабуть, це правильно, бо імовірності неуспіху за лінією отримання інвестицій оцінені як досить високі (від 0,4 до 0,9).

Фактори другої групи  $x_{21}$ ,  $x_{22}$ ,  $x_{23}$ ,  $x_{24}$  прийнято за такі, що кожен попередній важливіший за всі разом узяті наступні. Тоді числові оцінки пріоритетів розподіляться так:

$$Pr_{21} = \frac{2^{q-k}}{2^q - 1} = \frac{2^{4-1}}{2^4 - 1} = 0,533; \quad Pr_{22} = \frac{2^{3-1}}{2^4 - 1} = 0,267;$$

$$Pr_{23} = \frac{2}{16-1} = 0,133; \quad Pr_{24} = \frac{1}{15} = 0,067.$$

Тепер можна знайти оцінки ймовірностей неуспіху проекту з конкретних причин. Наприклад, імовірність невиконання інвестиційних зобов'язань через нездоланні фінансові проблеми становить  $Pr_{11} \cdot Pr_1 = 0,75 \times 0,6 = 0,45$ , і так далі. Отже, утворюється упорядкований набір числових показників, що дають уявлення про склад та пріоритети загроз успішності здійснення проекту.

## Практичне заняття 15

### ЕКОНОМІЧНА ОЦІНКА ВПРОВАДЖЕННЯ ЗАХОДІВ ІЗ ПІДВИЩЕННЯ НАДІЙНОСТІ

*Мета: ознайомитися з процедурою економічної оцінки впровадження заходів з підвищення надійності.*

Одним із найважливіших критеріїв економічності під час обґрунтування заходів підвищення надійності електропостачання, як і будь-яких об'єктів, є витрати, які можна компенсувати технічно та організаційно-економічно. Зниження ступеня надійності електропостачання значно збільшує експлуатаційні витрати. Оптимальність проєктів щодо підвищення надійності стосовно цього означає, що певний виробничий ефект можна одержати за мінімально можливих витратах матеріальних ресурсів.

Під час визначення оптимального варіанта з деяких альтернативних, які гарантують виконання технічного завдання, необхідно визначити приведені витрати на спорудження й експлуатацію енергетичного об'єкта  $B$ , які залежно від тривалості спорудження та умов почергового введення обчислюють по-різному.

Якщо будівництво та пуск в експлуатацію здійснюють упродовж одного року, то:

$$B = E_n \cdot K + B_e, \quad (15.1)$$

де  $E_n$  – нормативний коефіцієнт ефективності капітальних вкладень  $K$  (у разі нормативного терміну служби 10 років,  $E_n = 0,1$ );

$B_e$  – річні експлуатаційні витрати, грн.

Якщо об'єкт будується упродовж  $T$  років, то:

$$B = E_n \sum_{i=1}^T K_t (1+i)^{\tau-1} + B_e, \quad (15.2)$$

де  $K_t$  – коефіцієнт нарощування капітальних вкладень;

$i$  – відсоткова ставка приведення різночасових витрат, обумовлена фінансовою політикою держави для кожної галузі (в енергетиці  $i = 0,08$ );

$K_t$  – капітальні вкладення в  $t$ -му році, грн;

$\tau$  – рік приведення витрат.

Під час порівняння альтернативних варіантів з неоднаковою надійністю необхідно вводити в розрахункові формули складові, що враховують можливий економічний збиток від відмов об'єктів, або складові, що враховують витрати на підвищення надійності до нормативного рівня:

$$B = E_n \cdot K + B_e + Z; \quad (15.3)$$

$$B = E_n \sum_{i=1}^T K_i (1+i)^{T-1} + B_e + Z,$$

де  $Z$  – середні річні втрати від перерв у електропостачанні на стадії нормальної експлуатації енергосистеми.

Остаточню проєктний варіант визначають шляхом комплексного техніко-економічного порівняння за критеріями надійності й економічності. При цьому практично однаковими вважають варіанти, в яких значення  $(E_n \cdot K + B_e)$  відрізняються менше ніж на 5 % від базового варіанта, а значення  $Z$  – менше ніж на 10 %.

*Приклад 1.* Повітряну лінію електропередачі довжиною 30 км можна виконати одноколовою або двоколовою. Якщо електропостачання споживача здійснюватиметься за одним колом, то у результаті його аварійних відключень прогнозований середньорічний збиток становитиме  $Z_1 = 12$  млн грн. У разі цього вартість одного кілометра одноколової лінії становитиме 105 тис. грн, а витрати на експлуатацію всієї лінії  $\Delta B_{e1} = 6,8$  млн грн/рік (у разі середнього терміну служби 20 років).

Спорудження одного кілометра двоколової лінії обійдеться на 120 тис. грн дорожче, а її експлуатація буде становити  $\Delta B_{e2} = 5,2$  млн грн/рік (у разі середнього терміну служби 25 років). Середній збиток при цьому знижується до  $Z_2 = 5$  млн грн. Також при двоколовій лінії необхідне спорудження додаткового вимикача вартістю 1,5 млн грн. Визначимо, що економічно вигідніше: будівництво двоколової або одноколової лінії.

Порівняємо варіанти за можливим збитком через перерви в електропостачанні:

$$Z_1 - Z_2 = 5 - 12 = -7 > 10 \%. \quad (15.4)$$

Визначимо, наскільки будівництво двоколової та одноколової ліній відрізняються за витратами:

$$\begin{aligned} (E_n \cdot K_2 + B_{e2}) - (E_n \cdot K_1 + B_{e1}) &= 0,12((0,105 + 0,120)30 + 1,5) + 5,2 - \\ &- (0,12 \times 0,105 \times 30 + 6,8) = 0,332 \leq 5 \% \end{aligned}$$



Як бачимо з результатів розрахунків, із урахуванням ризику варіант з двоколовою лінією є більш привабливим.

Техніко-економічну ефективність проєктів з підвищення надійності електропостачання можна визначати, порівнюючи витрати у часі: до реалізації проєкту і після. Наприклад, доцільність автоматичного секціонування можна визначати, порівнявши розрахункові витрати на установку секційного апарата з обсягом збитку:

$$E_n \cdot \Delta K + B_e < Z, \quad (15.5)$$

де  $\Delta K$  – додаткові капітальні витрати на пристрій секційного апарата;

$B_e$  – відповідні експлуатаційні витрати.

Економічна ефективність автоматичного секціонування оцінюється не лише економією внаслідок ліквідації збитку від недовідпуску електроенергії, а й за рахунок вивільнення значної кількості експлуатаційного та ремонтного персоналу, що необхідний для ліквідації стійких пошкоджень. Отже, економічну ефективність автоматичного секціонування можна виразити таким чином:

$$E_n \cdot \Delta K + B_e + Z_{n1} + Z_{n2} + Z, \quad (15.6)$$

де  $Z_{n1}$  – заробітна плата обслуговуючого персоналу у разі автоматичного секціонування;

$Z_{n2}$  – заробітна плата обслуговуючого персоналу без автоматичного секціонування.

*Приклад 2.* У результаті перерв у електропостачанні середньорічний збиток становив 55 тис. грн. Підстанцію обслуговують 3 спостерігачі, які отримують середньорічну зарплатню 42 тис. грн. Визначимо економічну доцільність впровадження автоматичного секціонування. Для реалізації проєкту необхідно 4 елегазові вимикачі вартістю 150 тис. грн кожен. У результаті секціонування збиток нівелюється, а для роботи на підстанції достатньо буде одного спостерігача.

Автоматичне секціонування потребує таких щорічних витрат,

$$E_n \cdot \Delta K + B_e + Z_{n1} = 0,1 \cdot 150000 \cdot 4 + 42000 = 102 \text{ тис. грн/рік:}$$

Без автоматичного секціонування повні витрати становитимуть,

$$Z_{n2} + Z = 42000 + 55000 = 181 \text{ тис. грн/рік:}$$

Отже, автоматичне секціонування мережі є економічно ефективним.

Окрім наведених критеріїв, можна залучити моделі оптимізації витрат під час реалізації проєктів, спрямованих на підвищення надійності електропостачання. Витрати на підвищення надійності електропостачання можуть бути подані у вигляді суми двох складових:

$$B = B_1 + B_2, \quad (15.7)$$

де  $B_1$  – приведені витрати на підвищення ремонтпридатності;

$B_2$  – приведені витрати на підвищення безвідмовності.

Функціональні залежності між середнім часом відновлення, параметром потоку відмов і відповідним видом витрат мають такий вигляд:

$$T_{\text{ср}} = f(B_1), \quad \omega = f(B_2). \quad (15.8)$$

Економічна оцінка надійності пов'язана зі збитком, що виникає внаслідок порушення електропостачання. Для підвищення надійності необхідно збільшувати капітальні витрати, що сприятиме зниженню збитку у споживачів від перерв електропостачання і тим самим зростанню ефективності виробництва. Вибір доцільного рівня надійності характеризується оптимальною надійністю, перевищення якої знижує ефективність виробництва в результаті збільшення видатків на електропостачання.

Функція оптимізації надійності електропостачання у разі двопараметричної залежності збитку набуває вигляду:

$$F = B_1 + B_2 + (Z_1 + Z_2 \cdot f(B_1)) \cdot f(B_2) \rightarrow \min. \quad (15.9)$$

де  $Z_1$  – питомий збиток від фактора відмови, не залежний від тривалості відновлення працездатності, грн/відмову;

$Z_2$  – питомий збиток від простою споживачів після відмови, що залежить від тривалості відновлення працездатності, грн/рік.

Більш комплексним і загальним для всіх суб'єктів є критерій максимуму чистого дисконтованого доходу. Економічний критерій з урахуванням рівня надійності має вигляд:

$$NPVE = IE + IR - C - D^* \rightarrow \max, \quad (15.10)$$

де NPVE – чистий дисконтований дохід;

IE – сумарний приведений дохід від реалізації електроенергії за період часу  $T$ ;

IR – сумарний приведений дохід від плати споживача за надійність за період часу  $T$ ;

C – сумарні приведені витрати на функціонування, що враховують приведену частку капітальних витрат і поточні витрати за період часу  $T$ ;

$D^*$  – сумарний приведений збиток (плата споживачеві за недостатній рівень надійності електропостачання стосовно рівня, зафіксованого у договорі на електропостачання між організацією та споживачем) за період часу  $T$ .

Для споживача критерій має вигляд

$$NPVC = PC + CE + CR - D - D^* \rightarrow \max, \quad (15.11)$$

де NPVC – чистий дисконтований дохід споживача;

PC – сумарний приведений прибуток споживача;

CE – сумарні приведені витрати на оплату електропостачання з урахуванням того, що споживач не лише купує електроенергію, але й проводить у себе деякі заходи для її приймання;

CR – сумарні приведені витрати за надійність електропостачання;

D – повний сумарний приведений збиток споживача від ненадійності його електропостачання;

$D^*$  – сумарний приведений збиток від ненадійності електропостачання, що компенсується.

Отже, складова  $D^*$  є стимулом підвищення надійності.

## СПИСОК РЕКОМЕНДОВАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Полянський С. К. Розрахунок показників надійності машин за статистичними даними : навч. посіб. / С. К. Полянський, В. І. Лесько, Г. К. Чернега. – Київ : КНУБА, 2010. – 124 с.
2. Кустов В. Ф. Основи теорії надійності та функційної безпечності систем залізничної автоматики : навч. посіб. / В. Ф. Кустов. – Харків : УкрДАЗТ, 2008. – 218 с.
3. Казанський С. В. Надійність електроенергетичних систем : навч. посіб. / С. В. Казанський, Ю. П. Матеєнко, Б. М. Сердюк. – Київ : НТУУ «КПІ», 2011. – 216 с.
4. Далека В. Х. Надійність технічних засобів електротранспорту як складова ресурсозбереження / В. Х. Далека, С. Г. Акомелков, В. С. Пасько // Світові тенденції ресурсозбереження на електричному транспорті : матеріали всеукр. наук.-практ. конф., Харків, 25–27 жовтня 2023 р. – Харків : ХНУМГ ім. О. М. Бекетова, 2023. – С. 198–201.
5. Дзюба Л. Ф. Надійність технічних систем і техногенний ризик : навч. посіб. / Л. Ф. Дзюба, М. І. Кусій, О. В. Меньшикова. – Львів : Вид-во ЛДУ БЖД, 2017. – 192 с.
6. Васілевський О. М. Нормування показників надійності технічних засобів : навч. посіб. / О. М. Васілевський, О. Г. Ігнатенко. – Вінниця : ВНТУ, 2013. – 160 с.
7. Пасажирські вагони. Діагностування. Залишковий ресурс. Надійність : монографія / Ю. Я. Водянніков, А. О. Сулим, П. О. Хозя, С. О. Столетов, О. О. Мельник, І. М. Лашкевич. – Кременчук : ДП «УкрНДІВ», 2023. – 69 с.
8. Березуцький В. В. Небезпечні виробничі ризики та надійність : навч. посіб. / В. В. Березуцький, М. І. Адаменко. – Харків : ФОП Панов А. М., 2016. – 385 с.

9. Основи ергономіки : навч. посіб. / В. Г. Брусенцов, О. В. Брусенцов, І. І. Бугайченко, С. О. Кисельова. – Харків : УкрДАЗТ, 2011. – 141 с.

10. Давідіч Ю. О. Ергономічне забезпечення транспортних процесів : навч. посіб. / Ю. О. Давідіч, Є. І. Куш, Д. П. Понкратов ; Харків. нац. акад. міськ. госп-ва. – Харків : ХНАМГ, 2011. – 392 с.

11. Сердюк С. М. Ергономічні питання проектування людино-машинних систем : навч. посіб. / С. М. Сердюк. – Запоріжжя : ЗНТУ, 2014. – 334 с.

12. ДСТУ 8647:2016. Надійність техніки. Оцінювання та прогнозування надійності за результатами випробувань і (або) експлуатації в умовах малої статистики відмов (Видання офіційне). – Чинний від 01-07-2017. – Київ : ДП «УкрНДНЦ», 2015. – 58 с. (Національний стандарт України).

13. СОУ ЖКГ 35.20-35077234. 0006:2008. Вагони трамвайні пасажирські. Методика діагностування несівних систем (Видання офіційне). – Чинний від 17-12-2008. – Київ, 2008. – 42 с. (Стандарт організацій України).

14. ДСТУ 8646:2016. Надійність техніки. Оцінювання і прогнозування залишкового ресурсу (терміну служби) технічних систем (Видання офіційне). – Чинний від 31-05-2016. – Київ : ДП «УкрНДНЦ», 2015. – 69 с. (Національний стандарт України).

*Електронне навчальне видання*

Методичні рекомендації  
до проведення практичних занять  
із навчальної дисципліни

**«НАДІЙНІСТЬ ЕЛЕКТРОЕНЕРГЕТИЧНИХ, ЕЛЕКТРОТЕХНІЧНИХ  
ТА ЕЛЕКТРОМЕХАНІЧНИХ СИСТЕМ»**

*(для здобувачів другого (магістерського) рівня вищої освіти  
всіх форм навчання зі спеціальності  
141 – Електроенергетика, електротехніка та електромеханіка,  
освітніх програм «Електричний транспорт», «Електричні системи і  
комплекси транспортних засобів», «Електротехнічні системи  
електроспоживання», «Магістральні електричні мережі: управління,  
експлуатація та розвиток», «Світлотехніка і джерела світла»,  
«Електроенергетика, електротехніка та електромеханіка»)*

Укладачі: **ДАЛЕКА** Василь Хомич,  
**КУЛЬБАШНА** Надія Іванівна

Відповідальний за випуск *Н. В. Хворост*  
Редактор *М. О. Гаман*  
Комп'ютерне верстання *Н. І. Кульбашина*

План 2023, поз. 180М

---

Підп. до друку 10.04.2024. Формат 60 × 84/16.  
Ум. друк. арк. 4,2

Видавець і виготовлювач:  
Харківський національний університет  
міського господарства імені О. М. Бекетова,  
вул. Маршала Бажанова, 17, Харків, 61002.  
Електронна адреса: office@kname.edu.ua  
Свідоцтво суб'єкта видавничої справи:  
ДК № 5328 від 11.04.2017.