Міністерство освіти і науки України
Національний університет водного господарства та природокористування
Кафедра транспортних технологій і технічного сервісу

**02-02-259М**

# МЕТОДИЧНІ ВКАЗІВКИ

до виконання практичних робіт з навчальної дисципліни «Спецкурс за спеціальністю: Надійність машин» для здобувачів вищої освіти першого (бакалаврського) рівня за освітньо-професійною програмою 275.03 «Транспортні технології (на автомобільному транспорті)» спеціальності 275 «Транспортні технології (за видами)» галузі знань 27 «Транспорт» денної та заочної форм навчання

Рекомендовано
науково-методичною радою з якості навчально-наукового механічного інституту
Протокол № 3 від 19.11.2024 р.

Рівне – 2024

Методичні вказівки до виконання практичних робіт з навчальної дисципліни «Спецкурс за спеціальністю: Надійність машин» для здобувачів вищої освіти першого (бакалаврського) рівня за освітньо-професійною програмою 275.03 «Транспортні технології (на автомобільному транспорті)» спеціальності 275 «Транспортні технології (за видами)» галузі знань 27 «Транспорт» денної та заочної форм навчання [Електронне видання] / Хітров І. О. – Рівне : НУВГП, 2024. – 87 с.

Укладач: Хітров І. О., доцент кафедри транспортних технологій і технічного сервісу, канд. техн. наук, доцент.

Відповідальний за випуск – Никончук В. М., в.о. завідувача кафедри транспортних технологій і технічного сервісу, д-р. екон. наук.

Керівник групи забезпечення спеціальності – Хітров І. О., доцент кафедри транспортних технологій і технічного сервісу, канд. техн. наук, доцент

Попереднє видання МВ 02-02-157М

# ЗМІСТ

# ВСТУП

**Надійність** – властивість об’єкта виконувати задані функції, зберігаючи в часі й у заданих межах значення встановлених експлуатаційних показників.

**Об’єкт** – технічний виріб визначеного цільового призначення, розглянутий у періоди проектування, виробництва, іспитів і експлуатації. Об’єктами можуть бути різні системи і їхні елементи.

*Елемент* – найпростіша складова частина виробу, у задачах надійності та діагностики може складатися з багатьох деталей.

*Система* – сукупність спільно діючих елементів, призначена для самостійного виконання заданих функцій.

Надійність об’єкта характеризується наступними основними *станами* і *подіями*.

**Справність** – стан об’єкта, при якому він відповідає усім вимогам, установленим нормативно–технічною документацією (НТД).

**Працездатність** – стан об’єкта, при якому він здатний виконувати задані функції, зберігаючи значення основних параметрів, установлених НТД.

Основні параметри характеризують функціонування об’єкта при виконанні поставлених задач.

Поняття ***справність*** ширше, ніж поняття ***працездатність***. Працездатний об’єкт повинен задовольняти лише тим вимоги НТД, виконання яких забезпечує нормальне застосування об’єкта по призначенню. Таким чином, якщо об’єкт непрацездатний, те це свідчить про його несправності. З іншого боку, якщо об’єкт несправний, те це не означає, що він непрацездатний.

**Граничний стан** – стан об’єкта, при якому його застосування за призначенням неприпустимо або недоцільно.

Застосування (використання) об’єкта по призначенню припиняється в наступних випадках:

- при неприпустимому порушенні безпеки;
- при неприпустимому відхиленні величин заданих параметрів;
- при неприпустимому збільшенні експлуатаційних витрат.

Для деяких об’єктів граничний стан є останнім у його функціонуванні, тобто об’єкт знімається з експлуатації, для інших – визначеною фазою в експлуатаційному графіку, що вимагає проведення ремонтно–відновлювальних робіт.

У зв’язку з цим, об’єкти можуть бути:

***невідновлювані***, для яких працездатність у випадку виникнення відмови, не підлягає відновленню;

***відновлювані***, працездатність яких може бути відновлена, у тому числі і шляхом заміни.

До числа невідновлюваних об’єктів можна віднести, наприклад: підшипники кочення, напівпровідникові вироби, зубчасті колеса і т.п. Об’єкти, що складаються з багатьох елементів, наприклад, верстат, машина, є відновлюваними, оскільки їхні відмови зв’язані з ушкодженнями одного або декількох елементів, що можуть бути замінені.

У ряді випадків той самий об’єкт залежно від особливостей, етапів експлуатації або призначення може вважатися відновлюваним або невідновлюваним.

**Відмова (відказ)** – подія, що полягає в порушенні працездатного стану об’єкта.

**Критерій відмови** – відмітна ознака або сукупність ознак, згідно яким установлюється факт виникнення відмови.

# ПРАКТИЧНА РОБОТА №1
# ВИЗНАЧЕННЯ ТЕХНІЧНИХ ПОКАЗНИКІВ РЕСУРСУ МАШИН

**Мета заняття:** ознайомлення з методами визначення ресурсних показників надійності машин та їх аналізу відповідно до умов експлуатації і подальшого прогнозування.

## 1.1. Визначення ресурсних показників надійності машин відповідно до умов експлуатації та їх ремонту

Основними ресурсними показниками є: гама-відсотковий ресурс $T_\gamma$; середній ресурс $T_p$ (до списання; до першого капітального ремонту; міжремонтний); календарний термін служби $T_c$; планове напрацювання на функціональну відмову $T_{відм}$.

Розрахункові формули для визначення гамма-відсоткового ресурсу $T_\gamma$ мають наступний вигляд:

- для нормального розподілу (НР)

$$T_\gamma = \bar{t} - U_\gamma \cdot \sigma_t \qquad (1.1)$$

де $\bar{t}$ і $\sigma_t$ – параметри НР; $U_\gamma$ – квантиль НР (додаток 1);

- для розподілу Вейбула (РВ)

$$T_\gamma = t_0 \cdot (-\ln \gamma)^{\frac{1}{m}} + t_{зм} = t_0 \cdot H^B_{(1-\gamma)} + t_{зм} \qquad (1.2)$$

де $m$ і $t_0$ – параметри РВ; $t_{зм}$ – зсув початку розсіювання; $H^B_{(1-\gamma)}$ – квантиль РВ (додаток 2);

- для експоненціального розподілу (ЕР)

$$T_\gamma = \frac{1}{\lambda} \cdot (-\ln \gamma) \qquad (1.3)$$

де $\lambda$ – параметр ЕР.

Для визначення гама-відсоткового доремонтного ресурсу машин $T_{pd\gamma}$ використовується наступна залежність

$$T_{pd\gamma} = \frac{T_{pd}}{K_\gamma} \tag{1.4}$$

де $T_{pd}$ – доремонтний ресурс; $K_\gamma$ – коефіцієнт, що залежить від рівня регламентованої імовірності $\gamma$, коефіцієнта варіації ресурсу $V$ і закону розподілу ресурсу. Наприклад, при $\gamma = 0{,}8$  $V = 0{,}4$ і РВ $K_\gamma = 1{,}5$.

Розрахунок $T_\gamma$ при РВ можна робити за допомогою номограми Ю В. Булгакова (рис. 1.1).

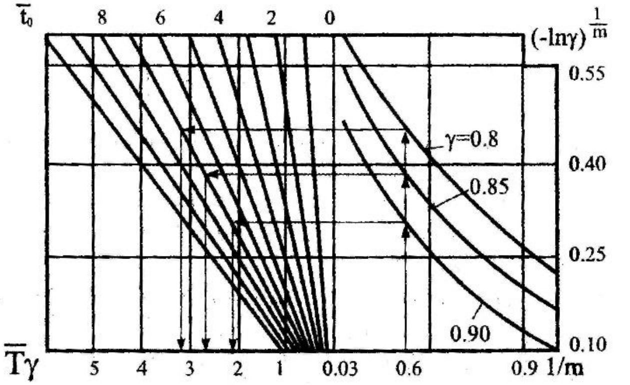



Рис. 1. Номограма для визначення гамма-відсоткового ресурсу при РВ

Номограма базується на залежності (1.2) при $t_{зм}$ =0:

$$T_\gamma = t_0 \cdot (-\ln\gamma)^{\frac{1}{m}} \tag{1.5}$$

Для одержання значень $t_0$ потрібно помножити $\bar{t}_0$ на $10^n$ , де $n$ – ціле число, обиране в залежності від порядку величини $t_0$. Аналогічно одержують значення $T_\gamma$. У правому квадранті номограми побудовані функції $(-ln\,\gamma)^{\frac{1}{m}}$

для $\gamma$ = 0,80; 0,85; 0,9 і $m$ = 1…3. У лівому квадранті виконується множення $\bar{t}_0$ на $(-ln\gamma)^{\frac{1}{m}}$. Вхідна величина – відношення $1/m$.

Номограма придатна також для ЕР ($m$=1,0) і НР ($m$=3,3).

Для визначення середнього ресурсу машин до першого капітального ремонту $T_{pd}$ використовуються дві залежності:

а) формула ВНДІбуддормаша

$$T_{pd} = \frac{t_a}{1+C_d} = \frac{T_c \cdot T_p \cdot K_c}{1+C_d} \tag{1.6}$$

де $t_a$ – рекомендоване напрацювання машини до списання (м.-год.): $T_c$ – нормативний термін служби машини (у роках); $T_p$ – середня тривалість експлуатації машини протягом календарного року (м.-год); $C_d$ – коефіцієнт, що враховує зниження довговічності машини до списання; $K_c$ – коефіцієнт переходу від напрацювання машини до напрацювання двигуна.

б) формула НАТИ

$$T_{pd} = T_c \cdot T_p \cdot \left(1+\sum_{1}^{n_{кр}} K_{bi}\right)^{-1} \tag{1.7}$$

де $K_{bi}$ – коефіцієнт відновлення ресурсу після $i$-го капітального ремонту; $n_{кр}$ – число планових капітальних ремонтів.

На підставі залежності (1.7) М.А. Халфін розробив номограму (див. рис. 1.2) для визначення $T_{pd}$ і $T_{pd\gamma}$ базових машин за умови, що ресурс описується РВ, а $K_{bi}$ = 0,8.

Номограма дозволяє визначення $T_{pd}$ та $T_{80}$ при середньорічній зайнятості машин $T_p$ =50…2000 м.-год.; $T_c$ =7, 8 і 9 рокам; $n_{кр}$ =1, 2, 3.

Для великої групи будівельних і меліоративних машин поточні експлуатаційні витрати апроксимуються залежнотями

- у доремонтний період

$$C_e^{Д}(t) = C_0 \cdot t^{\delta} \qquad (1.8)$$

- у міжремонтний період

$$C_e^{M}(t) = q \cdot C_0 \cdot t^{\delta} \qquad (1.9)$$

де $C_0$ – коефіцієнт, що визначає вихідну норму прогресуючих витрат, $\delta$ – показник зростання витрат, $q > 1$ – коефіцієнт, що враховує збільшення числа відмов після капітального ремонту (у середньому на 20% після кожного КР); $t$ – напрацювання.

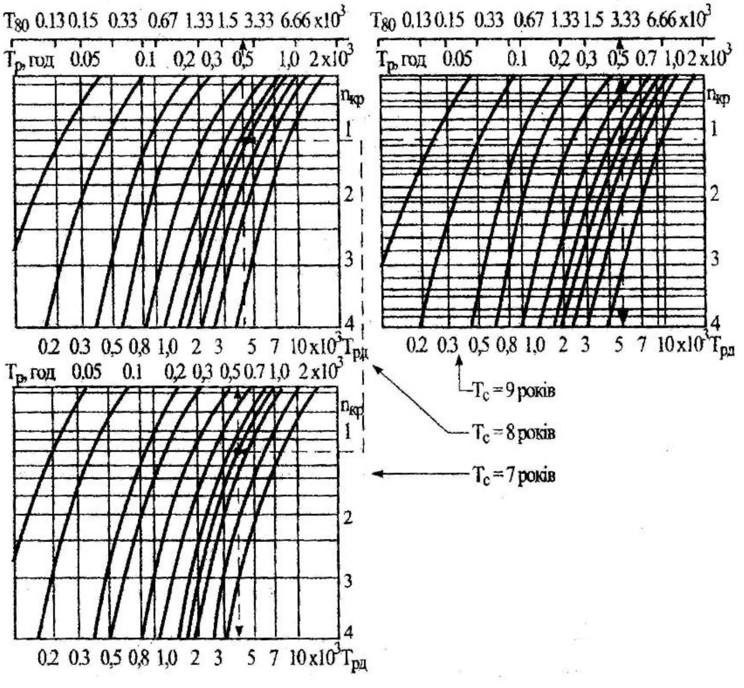



Рис. 1.2. Номограма М.А. Халфіна для визначення $T_{pd}$ та 80% $T_{80}$

У цьому випадку оптимальні значення доремонтного ресурсу $T_{pd}{}^{onm}$ і міжремонтних ресурсів $T_{p{\scriptstyle M}}{}^{onm}$ визначаються за формулами М. А. Халфіна

$$T_{pd}{}^{onm} = T_c \cdot \left( 1 + n_{\kappa p} \cdot q^{-\frac{1}{\delta - 1}} \right)^{-1} \tag{1.10}$$

$$T_{p{\scriptstyle M}}{}^{onm} = T_c \cdot \left( n_{\kappa p} + q^{\frac{1}{\delta - 1}} \right)^{-1} \tag{1.11}$$

де $T_c$ = const – нормативний термін служби машини; $n_{\kappa p}$ – число планових капітальних ремонтів.

У багатьох випадках швидкість зношування можна прийняти постійною і рівною

$$\alpha_u = k \cdot p^m \cdot V^n \tag{1.12}$$

де $p$ – тиск на поверхні тертя; $V$ – швидкість відносного ковзання; $k$ – коефіцієнт зносу, що залежить від матеріалу пар тертя й умов зношування; $m$=0,5...3,0; $n$=1 для більшості пар тертя.

Для абразивного зношування (при $b_u$ =0)

$$\alpha_u = k \cdot p \cdot V \tag{1.13}$$

$$I(t) = k \cdot p \cdot V \cdot t = \alpha_u \cdot t \tag{1.14}$$

Швидкість зношування й інтенсивність зношування зв'язані між собою співвідношенням

$$\alpha_u = j \cdot V \tag{1.15}$$

Зміна ресурсу деталі (чи сполучення) при зношуванні описується НР із параметрами $\bar{t}_R$ і $\sigma_R$.

Тоді імовірність безвідмовної роботи з критерію зношування буде:

$$P_{ЗН}(t_R) = 0{,}5 \cdot \left[ 1 - \Phi \cdot \left( \frac{t_R - \bar{t}_R}{\sigma_R} \right) \right] \tag{1.16}$$

де $\Phi( )$ – подвоєна функція Лапласа.

Якщо прийняти, що $\alpha_u$, $p$ і $V$ мають НР із параметрами ( $\bar{\alpha}_u$ ; $\sigma_{a_u}$ ); ( $\bar{p}$ ; $\sigma_{po}$ ); ( $\bar{V}$ ; $\sigma_V$ ), то одержимо

$$\sigma_{a_u} = k \cdot \sqrt{\sigma_{po}^2 \cdot \sigma_V^2 + \bar{p}^2 \cdot \sigma_V^2 + \bar{V}^2 \cdot \sigma_{po}^2} \qquad (1.17)$$

Знайдемо границі довірчого інтервалу $I_\beta$ для швидкості зношування через квантилі НР $U_\beta$ (додаток 3) за співвідношенням

$$I_\beta = \left( \bar{\alpha}_u - U_\beta \cdot \sigma_{a_u} ; \bar{\alpha}_u + U_\beta \cdot \sigma_{a_u} \right) \qquad (1.18)$$

Для визначення ресурсу деталей машин за критерієм зношування використовуємо залежність (1.14). Приймемо в ній, що

$$I(t) = I_{np} \qquad \alpha_u = \left( \bar{\alpha}_u + U_\beta \cdot \sigma_{a_u} \right)$$

Тоді ресурс деталі при заданій імовірності безвідмовної роботи $p_{зн} = (t_R) = \beta$ буде дорівнювати

$$T_p^{ЗН}(\beta) = \frac{I_{np}}{\bar{\alpha}_u + U_\beta \cdot \sigma_{a_u}} \qquad (1.19)$$

Середній ресурс деталі $T_p^{ЗН}$ за критерієм абразивного зношування визначиться в такий спосіб

$$T_p^{ЗН} = \frac{I_{np}}{\bar{\alpha}_u} \qquad (1.20)$$

Для загального випадку зношування маємо

$$T_p^{ЗН} = \sqrt[\alpha]{\frac{I_{np}}{\bar{\alpha}_u}} \qquad (1.21)$$

Середнє напрацювання машини на відмову при фіксованому рівні надійності *p(t)* називається плановим напрацюванням на функціональну відмову

Для базової машини

$$T^{м}_{відм} = -\frac{t_м}{\ln P_м(t_м)} \tag{1.22}$$

де $t_м$ – напрацювання машини;

Для будівельного або меліоративного агрегату, що включає $n$ робочих машин:

$$T^{A}_{відм} = -\frac{-n \cdot t_A}{\ln P_A(t_A) + \dfrac{t_A}{T^{м}_{відм}}} \tag{1.23}$$

де $t_A$ – напрацювання агрегату.

## Завдання

Задача 1. Оцінити 80%-вий ресурс елемента машини якщо відомо, що її довговічність обмежена за зносом: ресурс описується НР із параметрами $\bar{t}=10^4$ м.-год.; $\sigma_t$ = $6 \cdot 10^3$ м.- год.

Задача 2. Визначити 80%-вий ресурс силової установки приводу машини за умови, що вона описується РВ із параметрами $m$=1,2; $t_0$=1820 м.-год, при $t_{зм}$=1300м.-год.

Задача 3. Визначити середній ресурс $T_{рд}$ та 80% ресурс $T_{80}$ будівельної машини до першого капітального ремонту при наступних вихідних даних: планове напрацювання на рік $T_р$=1000 м.-год; термін служби машини до списання $T_с$=9 років; $n_{кр}$=1; ресурс описується РВ, коефіцієнт відновлення ресурсу після капітального ремонту $K_{ВІ}$=0,8. Для рішення скористатись номограмою М.А. Халфіна (рис. 2).

Задача 4. За формулами ВНДІбуддормаша і НАТІ визначити середній ресурс базового машини до першого капітального ремонту при наступних вихідних даних: $T_p$=1350 м.-год; $T_c$=8 років; коефіцієнт переходу від напрацювання машини до напрацювання двигуна $K_c$= 0,92; коефіцієнт зниження довговічності до списання $C_d$= 0,82; $n_{кр}$ = 1; $K_{ВІ}$ = 0,8. Порівняти отримані результати.

Задача 5. Вважаючи, що експлуатаційні витрати на машину описуються залежностями: у доремонтний період $C_e^Д(t) = C_0 \cdot t^\delta$, у міжремонтний період $C_e^М(t) = q \cdot C_0 \cdot t^\delta$, визначити оптимальні значення до- і міжремонтних ресурсів за умови, що нормативний термін служби $T_c$ = 12 років, кількість капітальних ремонтів до списання $n_{кр}$ = 2; показник зростання витрат $\delta$ = 1,5; зростання витрат після проведення капітального ремонту на 20% враховується коефіцієнтом $q$ = 1,2.

Задача 6. За критерієм абразивного зношування визначити середній ресурс деталі машини і її ресурс при заданій імовірності безвідмовної роботи $P_З(t_R)$ = 0,8. Прийняти, що швидкість зношування описується НР із параметром $\overline{a_u}$ = 2-10$^{-2}$ мкм/год (параметр $\sigma_{au}$ не відомий); максимальний припустимий знос $I_{доп}$ =10 мкм. При розрахунку врахувати, що тиск р на поверхні тертя і швидкість відносного зношування $V$ також описується НР із параметрами $\overline{p}$ =1,57 МН/м$^2$; $\sigma_p$ = 0,147 МН/м$^2$; $\overline{V}$ = 2 м/с; $\sigma_v$ = 0,2 м/с.

## 1.2. Прогнозування залишкового ресурсу машини

Прогнозування ресурсу ґрунтується на результатах діагностування і зводиться до визначення залишкового ресурсу з'єднань, агрегатів і механізмів машини. Встановлено, що до 30% агрегатів машин, які надходять на капітальний ремонт, в дійсності його не потребують.

Вихідними даним для визначення (прогнозування) залишкового ресурсу машин є номінальне $П_н$ і граничне $П_{гр}$ значення параметра стану об'єкта, а також часова закономірність його зміни в процесі експлуатації машин.

Середньостатистичні закономірності зміни параметрів залежно від часу для будь-яких агрегатів і з'єднань всіх машин можуть бути представлені з певним наближенням у вигляді степеневої функції

$$U(t) = v_c \cdot t^{\alpha} + z\,, \tag{1.24}$$

де $v_c$ – постійний для конкретного агрегату, але різний для однойменних елементів показник швидкості зміни параметра;

$t$ – напрацювання технічного об'єкта;

$\alpha$ – показник степеневої функції;

$z$ – функція випадкового процесу відхилення фактичної зміни параметра від його математичного очікування.

Показники $v_c$, $\alpha$, $z$ визначають на основі попередньої інформації про зміну параметрів стану для даного виду елементу машини.

При технічному діагностуванні визначають фактичне значення параметру стану $U$ в момент контролю. Це значення порівнюють з допустимим $U_д$. Якщо $U > U_д$, то проводиться ремонтна операція; якщо $U \le U_д$, то елемент залишають для наступного контролю.

Залишковий ресурс елемента $t_{зал}$ визначають на основі замірів параметрів стану $U$, граничного значення параметра

$U_{гр}$ і характеру зміни параметру $U$ ($t$)

$$t_{зал} = t \cdot \left( \sqrt[\alpha]{\frac{U'_{гр}}{U'}} - 1 \right), \tag{1.25}$$

де $t$ – напрацювання між замірами або з початку експлуатації;

$U'_{гр}$ – граничний ресурс параметра, рівний $П_{гр} – П_н$;

$U'$ – зміна параметру в момент контролю, рівний $П_з – П_н$;

$\alpha$ – показник, який відображає характер зносу спряження або зміну параметра технічного стану (табл. 1.1).

Таблиця 1.1

Орієнтовані значення показника $\alpha$

| Параметр стану | Орієнтоване значення $\alpha$ |
|---|---|
| Потужність двигуна | 1,1 |
| Кількість газів, які прориваються в картер двигуна | 1,3 |
| Угар картерного масла двигуна | 2,0 |
| Зазори в кривошипно-шатунному механізмі двигуна | 1,6 |
| Знос шліців, вала | 1,0 |
| Знос валиків, пальців, осей | 1,4 |
| Радіальний зазор в підшипниках кочення і ковзання, зазор зубчатих передач | 1,5 |

Аналітичний вираз (1.25) для визначення залишкового ресурсу $t_{зал}$ в загальному вигляді незручний для проведення розрахунків. Значно простіше використовувати універсальні номограми [3, с. 282; 4, с. 452].

Спрогнозуємо залишковий ресурс технічних об’єктів шляхом отриманням необхідних даних за результатами діагностування (табл. 1.2) і наступним використанням номограми (див. рис. 3).

Таблиця 1.2

Вихідні дані для прогнозування залишкового ресурсу технічних об’єктів

| Показники | Позначення | | Джерело інформації |
|---|---|---|---|
| | випадок 1 | випадок 2 | |
| 1 | 2 | 3 | 4 |
| Значення параметру стану в момент контролю | $\Pi$ | $\Pi''$ | Покази діагностичного приладу |
| Напрацювання технічного об’єкта з початку експлуатації, коли параметр мав значення $\Pi_н$ | $t$ | - | Покази лічильника і технічна документація |
| Напрацювання технічного об’єкта від попереднього контролю параметра | - | $t'$ | Покази лічильника і технічна документація |
| Показник ступеня функції зміни параметру | $\alpha$ | $\alpha$ | Технічна документація |
| Номінальне значення параметра | $\Pi_н$ | $\Pi_н$ | Технічні умови |
| Граничне значення параметра | $\Pi_п$ | $\Pi_п$ | Технічні умови |
| Значення параметру стану при попередньому контролі | - | $\Pi'$ | Карта попереднього контролю |

При використанні номограми враховується характеристика шкал. Верхня частина номограми. Вертикальна шкала зліва використовується для значень граничної величини параметра $U_{гр}$ = $П_п$ – $П_н$ або зміни параметра до моменту другого контролю $U'' = П'' - П'$. Права вертикальна шкала є шкалою залишкового ресурсу $t_{зал}$. Горизонтальна шкала застосовується для визначення значень $t_{зал}/t$ або *R* (випадок 2).

Нижня частина номограми. Кожну із шкал $t_{зал}/t$ або *К* (випадок 2) застосовується при заданому значенні показника степені $\alpha$ (значення показника дано біля шкали). За шкалою *К* – *R* (випадок 2) визначають значення показника *R* при відповідному значенні *К*.

При виконанні дій по номограмі застосовується одна і та ж одиниця вимірювання параметру (в сотих, десятих долях, десятках або сотнях) так, щоб вони відповідали порядку цифр на шкалах і лініях.

Наприклад, при граничній зміні параметра $U_{гр}$ = 0,20 мм і зміні параметру до моменту контролю $U(t) = П - П_н = 0{,}15$ мм необхідно змінити два числа на один і той же порядок, прийнявши $U_{гр}$ = 2, $U(t) = 1{,}5$, з тим, щоб значення $U_{гр}$ = 2 можна було відмітити на верхній лівій шкалі номограми, яка має інтервал від 1 до 10.

В даній карті прогнозування залишкового ресурсу розглянуто для двох випадків.

<u>Випадок 1.</u> Відоме напрацювання з початку експлуатації, коли параметр стану елемента мав номінальне значення.

<u>Випадок 2.</u> Замість напрацювання з початку експлуатації відоме напрацювання від попереднього контролю.

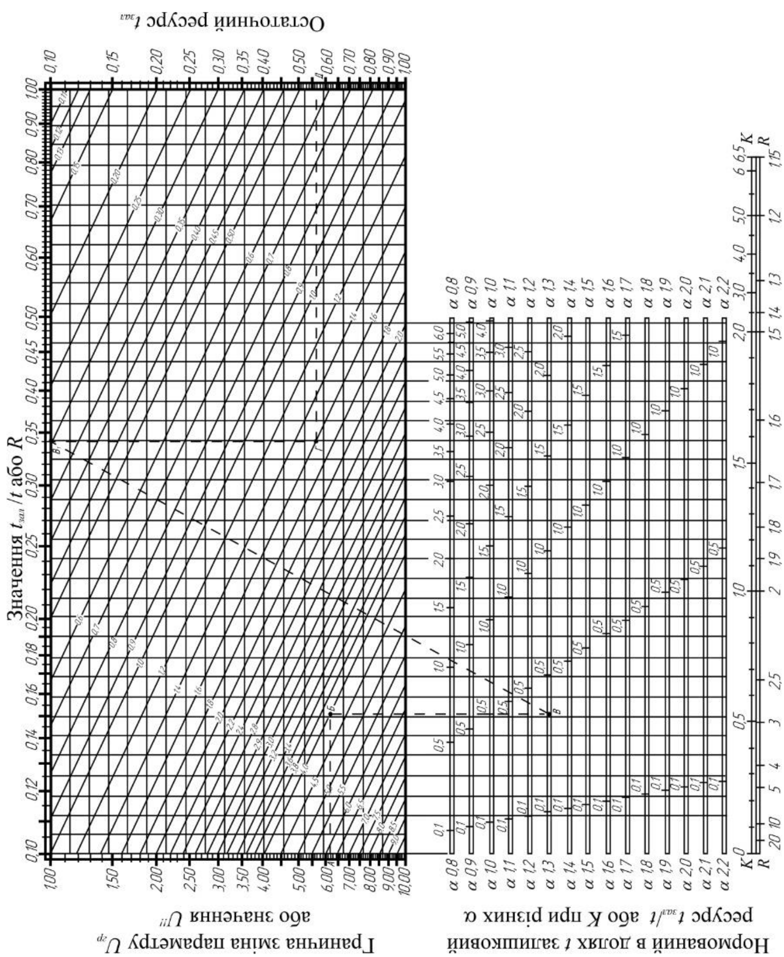



Рис. 3.3. Номограма для визначення залишкового ресурсу

Визначення залишкового ресурсу за допомогою номограми у випадку 1.

Послідовність визначення залишкового ресурсу $t_{зал} U_{гр} \rightarrow U(t)$ (похилі лінії) $\rightarrow$ $t_{зал}/t$ (шкала для заданого α) $\rightarrow$ $t$ (похилі лінії) $\rightarrow$ $t_{зал}$.

Виконання дій по номограмі:

1. Вирахувати зміну параметру до моменту контролю $U(t) = (П - П_н)$ (береться абсолютне значення без врахування знака) і граничну зміну параметра $U_{гр} = (П_п - П_н)$;

2. Відмітити на шкалі $U_{гр}$ верхньої частини номограми значення $U_{гр}$ (точка *А*) в сотих, десятих долях, або десятках одиниць;

3. Провести горизонталь *АБ* до похилої лінії, позначеної $U(t)$ в тих же одиницях;

4. Опустити вертикаль *БВ* в нижню частину номограми до шкали, яка позначена заданим значенням $\alpha$;

5. Визначити по шкалі числове значення, яке відповідає точці *В*, і перенести його значення на верхню шкалу верхньої частини номограми (точка $B_1$);

6. Від точки $B_1$ упустити вертикаль $B_1Г$ до похилої лінії, яка відмічена значенням напрацювання $t$ в тисячах, сотнях або десятках одиниць напрацювання;

7. Від точки *Г* провести горизонталь *ГД* до шкали $t_{зал}$

.

Значення, яке відповідає точці *Д* і є шуканий залишковий ресурс в тих же одиницях напрацювання.

Визначення залишкового ресурсу за допомогою номограми у випадку 2. Напрацювання від початку експлуатації, коли параметр стану контрольованого елемента мав номінальне значення, невідомо. Прогнозування залишкового ресурсу приводиться за умови відомого значення параметру в момент попереднього контролю $П'$ і відомого напрацювання $t'$ від цього контролю.

Послідовність визначення залишкового ресурсу за номограмою:

а) $U_{гр} \to U''$ (похилі лінії) $\to$ $t_{зал}/t$ (шкала для заданого $\alpha$) $\to$ $t_{зал}/t$ (верхня шкала $\to$ $t'$ / похилі лінії) $\to$ $t'_{зал}$;

б) $U'' \to U'$ (похилі лінії) $\to$ *К* (шкала для заданого $\alpha$) $\to$ *R* (шкала *К*- *R*) $\to$ *R* (верхня шкала) $\to$ $t'_{зал}$ (похилі лінії) $\to$ $t_{зал}$.

Виконання дій по номограмі:

1. Вирахувати $U_{гр} = (П_п - П_н)$, а також зміну параметру до моменту першого і другого контролю: $U' = П' - П_н$; $U'' = П'' - П_н$;

2. Визначити значення $t'_{зал}$ в послідовності, аналогічній послідовності визначення $t_{зал}$ у випадку 1, але з використанням замість $U(t) - U''$, а замість $t - t'$;

3. Відмітити на шкалі $U_{гр}$ або $U''$ значення $U''$, провести горизонталь до похилої лінії, позначеної $U'$, потім опустити вертикаль в нижню частину номограми до шкали для заданого $\alpha$, по якому визначити значення коефіцієнта *К*. На самій нижній горизонтальній шкалі *К*-*R* визначити значення *R*, яке відповідає знайденому значенню *К*.

Перемножте раніше знайдені значення $t'_{зал}$ і *R*. Добуток буде вихідним остаточним ресурсом. При використанні для перемноження номограми на верхній її шкалі відмітити один з множників, опустивши вертикаль до похилої лінії, яка позначена значенням другого множника, і провести горизонталь до осі $t_{зал}$. Знайдене значення $t_{зал}$ є шуканий залишковий ресурс.

## Завдання №1

Напрацювання двигуна вантажного транспортного засобу від початку експлуатації становить $t$ = 160000 км. Під час діагностування витрата газів, які прорвалися в картер рівна $П$ = 68 л/хв. Граничні і номінальні витрати газів рівні відповідно $П_п$ = 90 л/хв. і $П_н$ = 28 л/хв. Показник ступеня функції зміни параметру $\alpha$ = 1,3.

Визначити:

1. Залишковий ресурс гільзо-поршневої групи двигуна до заміни кілець.
2. Залишковий ресурс для витрати газів $П$ = 52 л/хв.
3. Залишковий ресурс для напрацювання $t$ = 3000 мото·год.

## Завдання №2

Визначити залишковий ресурс однієї з передач коробки передач машини, якщо діагностуванням при першому ТО після ремонту визначений сумарний кутовий зазор $П'$ = 2,5°. Під час другого ТО після напрацювання $t'$ =100000 км. визначено значення кутового зазору $П''$ = 4,5°. Номінальне (для нової машини) і граничне значення кутового зазору відповідно рівні $П_н$=1° і $П_п$ = 6 °. Показник ступеня функції зміни параметру $\alpha$ =1,5.

# ПРАКТИЧНА РОБОТА №2
# ЗАЛЕЖНІСТЬ ОСНОВНИХ ХАРАКТЕРИСТИК НАДІЙНОСТІ МАШИН ВІД ДІЇ ВИЗНАЧЕНОГО ЗАКОНУ РОЗПОДІЛУ

**Мета заняття:** оволодіння методами розрахунку ймовірності появи випадкової величини у будь-якому інтервалі її можливих значень.

Надійна робота машини залежить від численних взаємозалежних об'єктивних та суб'єктивних факторів.

Об'єктивні фактори – дія навколишнього середовища та різних процесів.

Суб'єктивні фактори – фактори, які певним чином залежать від діяльності людини.

У теорії ймовірностей та математичній статистиці використовується ряд понять, зокрема.

Дослід (експеримент, випробування, спостереження) – практичне створення відтворюваної сукупності умов, в яких спостерігається певне явище та фіксується результат.

Подія – явище, яке очікується в результаті досліду.

Ймовірність чисельно характеризує можливість появи (або не появи) події, яка вивчається. Розрізняють математичну (теоретичні) та дослідну (статистичну) ймовірності.

Математична ймовірність події $A$ визначається за формулою

$$P(A) = \frac{M}{N}, \tag{2.1}$$

де $M$ – кількість випадків, які сприяють появі події А;

$N$ – кількість всіх можливих подій випробування.

Ймовірність вірогідної події дорівнює одиниці, неможливої – нулю.

При випробуванні машин на надійність визначити математичну ймовірність появи значення показника надійності машини практично неможливо, тому обмежуються визначенням статичної ймовірності (відносної частоти).

Статична ймовірність $W(A)$ визначається за формулами

$$W(A)=\frac{m}{n} \text{ або } W(A)=\frac{m}{n}\cdot 100\% \tag{2.2}$$

де $m$ – кількість появ події А

$n$ – загальна кількість дослідів.

Дослідна ймовірність появи певного показника надійності визначає кількість об’єктів, які реалізують ці ж значення показника при наступному випробуванні.

Для визначення ймовірностей складних подій використовують формули додавання та множення ймовірностей.

Формула додавання ймовірностей дає змогу визначити ймовірність появи однієї події з групи однорідних подій

$$\begin{gathered} P(A_1+A_2+\ldots+A_n)= \\ =P(A_1)+P(A_2)+\ldots+P(A_n)=\sum_{i=1}^{n}P(A_i) \end{gathered}, \tag{2.3}$$

де $P(A_1+A_2+\ldots+A_n)$ - ймовірність появи події $A_1$, $A_2$ або $A_n$;

$A_1$, $A_2$, $A_n$ – попарно несумісні події;

$P(A_1), P(A_2), P(A_n)$ – ймовірності події $A_1$, $A_2$, $A_n$ відповідно.

Для двох сумісних подій

$$P(A+B)=P(A)+P(B)-P(AB), \tag{2.4}$$

де $AB$ – сумісні події $A$ і $B$;

$P(A+B)$ – ймовірність появи події $A$ або $B$;

$P(A)$, $P(B)$ – ймовірності появи події $A$ чи події $B$, відповідно;

$P(AB)$ – ймовірності сумісної появ події $A$ і $B$.

Формула множення ймовіностей дає змогу визначити ймовірність сумісної появи кількох незалежних подій.

Зокрема, для незалежних подій вона має вигляд

$$P(A_1, A_2, ..., A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot ... \cdot P(A_n) = \prod_{i=1}^{n} P(A_i), \quad (2.5)$$

де $A_1, A_2, A_n$ – незалежні події;

$P(A_1), P(A_2), P(A_n)$ – ймовірності події $A_1$, $A_2$, $A_n$ відповідно;

$P(A_i)$ – ймовірність події $A_i$.

Випадкова величина – це змінна величина, яка в результаті досліду може приймати різні, заздалегідь невідомі значення.

Основними параметрами, які характеризують роботу об'єктів у часі і використовуються для оцінки їх надійності, є випадкові величини. Поняття випадкової величини пов'язано з поняттям розподілу.

Розрізняють емпіричний (дослідний) та теоретичний розподіли. Співвідношення, яке встановлюємо зв'язок між можливими значеннями випадкових величин та відповідними цим значенням ймовірностями, називають законом розподілу.

За законом розподілу визначається ймовірність появи випадкової величини у будь-якому інтервалі її можливих значень.

Графічно емпіричний розподіл зображено як ступінчастий графік (рис. 2.1) – гістограми (для неперервних величин); як багатокутник – полігон (для дискретних величин); як ламана лінія – кумулята (крива нагромаджених ймовірностей).

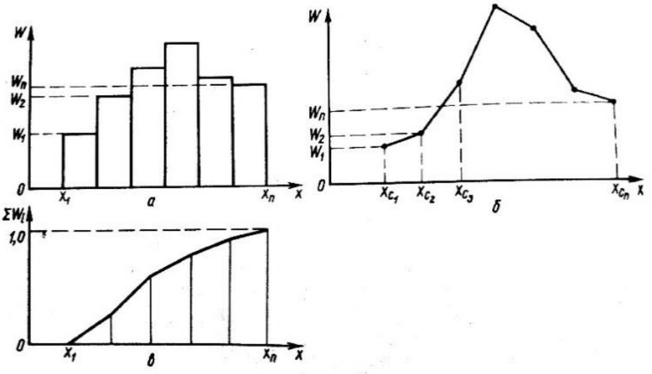



Рис. 2.1. Графічне зображення емпіричних розподілів:
а – гістограма для неперервних величин;
б – полігон для дискретних величин; в – кумулятивна

Універсальний спосіб завдання закону розподілу випадкової величини полягає у використанні функцій розподілу – інтегральної $F(x)$ та диференційної $f(x)$.

Інтегральна функція (функція нагромадження математичної ймовірності) – ймовірність того, що випадкова величина $X$ прийме значення, яке менше за певну задану величину $x$, тобто

$$F(x) = P(X < x). \tag{2.6}$$

Диференціальна функція розподілу випадкової величини $f(x)$, яку називають також щільністю розподілу, - це перша похідна від інтегральної функції, тобто

$$f(x) = F'(x). \tag{2.6}$$

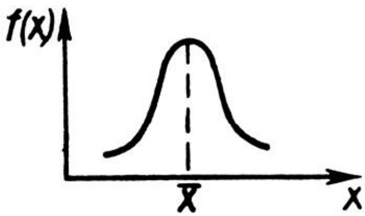
У практичних дослідженнях випадкових величин зазначається ймовірність того, що випадкова величина не вийде за межі заданого інтервалу значень. У таких випадках застосовується формула, яка пов'язує диференціальну та інтегральну функції

$$P(a \le x < b) = \int_a^b f(x)dx = F(b) - F(a). \qquad (2.7)$$

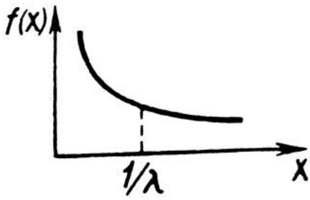
До основних числових характеристик опису розподілу випадкової величини є характеристики положення – математичне сподівання, або середнє значення, мода, медіана і розсіювання – дисперсія, середнє квадратичне відхилення, коефіцієнт варіації.

У теорії надійності найчастіше застосовують такі закони розподілу (рис. 3.2):

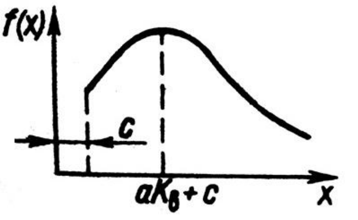
- нормальний (Гауса);
- Вейбула-Гнєденка;
- експоненціальний;
- Пуассона;
- гамма-розподіл та ін.




а)




б)




в)

Рис. 3.2 Основні закони розподілу показників надійності:
а – нормальний (Гауса); б – експоненціальний;
в – Вейбула-Гнєденка;

Розглянемо основні закони розподілу.

Закон нормального розподілу (нормальний закон Гауса) найчастіше використовується у технічних дослідженнях. Особливістю нормального розподілу є симетричне розсіювання окремих значень випадкової величини відносно середнього значення. Щільність нормального розподілу визначається за формулою

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-(x-MX)^2}{2\sigma^2}}, \tag{2.8}$$

де σ – середнє квадратичне відхилення випадкової величини *x*;

*x* – випадкова величина;

*MX* – математичне сподівання випадкової величини *x*.

Величини *MX* та σ називають параметрами розподілу.

Інтегральна функція нормального розподілу

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{\frac{-(x-MX)^2}{2\sigma^2}} dx, \tag{2.9}$$

Значення інтегральної функції визначається за допомогою центрованої і нормованої функцій $F_0(x)$ із співвідношення

$$F(x) = F_0\left(\frac{x - MX}{\sigma}\right). \tag{2.10}$$

Ймовірність того, що випадкова величина прийме значення у межах від $X_1$ до $X_2$, може бути визначена

$$P(X_1) < x < (X_2) = F(X_2) - F(X_1) = \\ = F_0\left(\frac{X_2 - MX}{\sigma}\right) - F_0\left(\frac{X_1 - MX}{\sigma}\right). \tag{2.11}$$

Якщо неперервна випадкова величина розподілена за експоненціальним законом, то щільність розподілу ймовірності при x≥0 має вигляд

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} = \lambda \exp(-\lambda x), \qquad (2.12)$$

де λ – постійна величина (коефіцієнт).

Математичне сподівання випадкової величини *x* з показниковим розподілом – це величина, обернена коефіцієнту λ.

Розподіл Вейбула-Гнєденка має таку щільність розподілу

$$f(t) = \frac{b}{a}\left(\frac{\mathrm{x}}{a}\right)^{b-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{a}\right)^{b}\right], \qquad (2.13)$$

а функція розподілу має вигляд

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x}{a}\right)^{b}\right], \qquad (2.13)$$

де $a$ та $b$ – параметри розподілу.

Розподіл Рілея характеризується тим, що розподіл випадкової величини відбувається зі щільністю розподілу такого вигляду

$$f(x) = \frac{x}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right). \qquad (2.14)$$

Функцію розподілу Релея визначають за рівнянням

$$F(x) = 1 - \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right). \qquad (2.15)$$

При розв'язуванні практичних задач надійності часто застосовують розподіл дискретних величин за законом розподілу Пуассона. Ймовірність частоти події (при невеликій кількості випробувань) для розподілу Пуассона визначають за формулою

$$P_m = \frac{(nP)^m}{m!} \cdot e^{-nP} = \frac{a^m}{m!} \cdot e^{-a}, \qquad 2.16)$$

де $m$ – частота даної події;

$n$ – кількість випробувань;

$P$ – ймовірність подій при одному випробуванні;

$a = n \cdot P$ – математичне сподівання випадкової величини.

Для розподілу Пуассона дисперсія дорівнює математичному сподіванні.

**Завдання 1**

При дослідженні 50 машин протягом 200000 км пробігу сталося 5 відмов двигунів, 4 відмови коробок передач. Яка статистична ймовірність відмови коробки передач та двигунів за період дослідження.

**Завдання 2**

В результаті випробувань встановлено, що ймовірність відмови ножного гальма автомобіль на 100 тис. Км пробігу становить 0,05, а ймовірність відмови ручного гальма – 0,01. Визначити ймовірність відмови гальмівної системи автомобіля.

**Завдання 3**

За спостереженнями, ймовірність безвідмовної роботи коробки передач машини становить 0,8; а двигуна – 0,75. Визначити ймовірність безвідмовної роботи машини.

## Завдання 4

Ресурс двигуна машини первинного виробництва представлений статистичним рядом (табл.). При перевірці за критеріями подібності закону розподілу найбільшу ймовірність виражає закон Вейбула-Гнєденка.

| Середнє значення інтервалу, $t_i$, км | 11750 | 12250 | 12750 | 13250 | 13750 | 14250 | 14750 | 15250 | 15750 | 16250 | 16750 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Частота повторюваності, $mi$ | 2 | 11 | 13 | 19 | 8 | 3 | 3 | 3 | 1 | 1 | 1 |

Визначити параметри розподілу і коефіцієнт варіації.

## Завдання 5

Визначити відсоток двигунів, що відмовили, до напрацювання 125000 км, якщо відомо, що доремонтний ресурс розподілений за нормальним законом з параметрами: середнє значення 130000 км; середнє квадратичне відхилення – 3000 км.

# ПРАКТИЧНА РОБОТА №3
# УЗАГАЛЬНЕНІ РОЗРАХУНКИ ПОКАЗНИКІВ НАДІЙНОСТІ МАШИН

**Мета заняття:** оволодіння розрахунковими методами розрахунку показників надійності машин та прийняття оптимальних рішень щодо їх підвищення.

Розрахунки об'єктів на надійність призначені для визначення кількісних показників надійності (рис. 3.1). Дана схема стосується випадку втрати машиною роботоздатності з поступовими (зносними експлуатаційними) і раптовими відмовами.

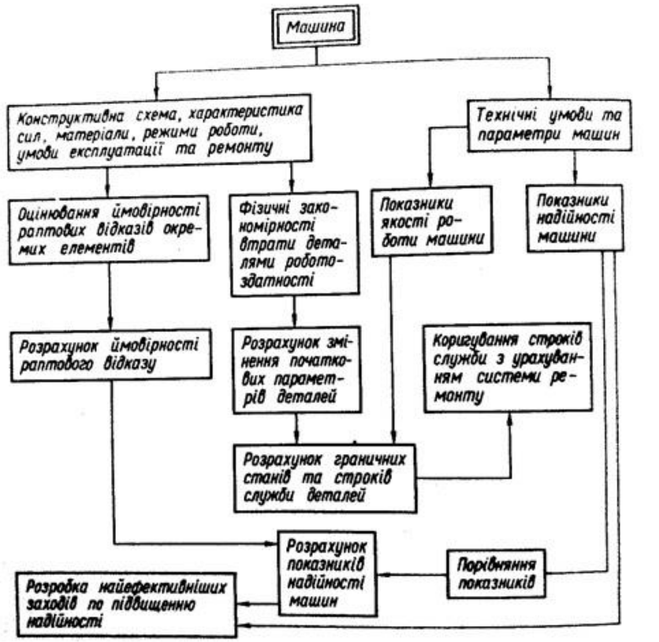



Рис. 3.1. Загальна схема розрахунку машини на надійність

Ймовірність безвідмовної роботи об'єктів (машини)

$P_о(t)$ при сумісній дії поступових і раптових відмов розраховується за формулою множення ймовірностей (рис. 3.2)

$$P_о(t) = P_з(t) \cdot P_p(t) \tag{3.1}$$

де $P_з$ $(t)$ – безвідмовність при зносних (поступових) відмовах;

$P_p(t)$ – безвідмовність при раптових відмовах.

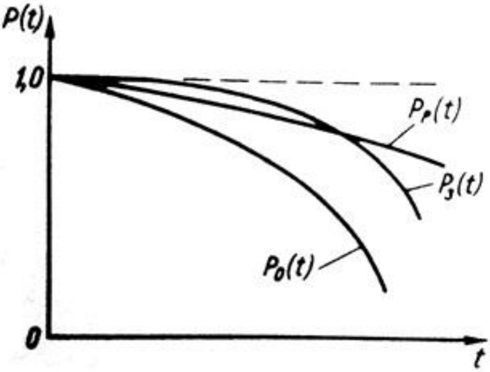



Рис. 3.2. Ймовірність безвідмовної роботи при сумісній дії зносних та раптових відмов

У випадку, коли зносні відмови підпорядковуються нормальному закону розподілу, а раптові – експоненціальному, формула (3.1) прийме вигляд

$$P_o(t) = \frac{e^{-\lambda t}}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_t e^{-\frac{(t-T)^2}{2\sigma^2}dt} dt. \tag{2.2}$$

У початковий період роботи машини вплив на $P_о(t)$ чинять раптові відмови, а потім зростає вплив зносних відмов.

Машини – складні об’єкти, які складаються з окремих взаємопов’язаних елементів, відмова яких впливає на роботоздатність в цілому.

У надійності розрізняють два основних види з’єднань елементів – послідовне і паралельне (рис. 3.3).

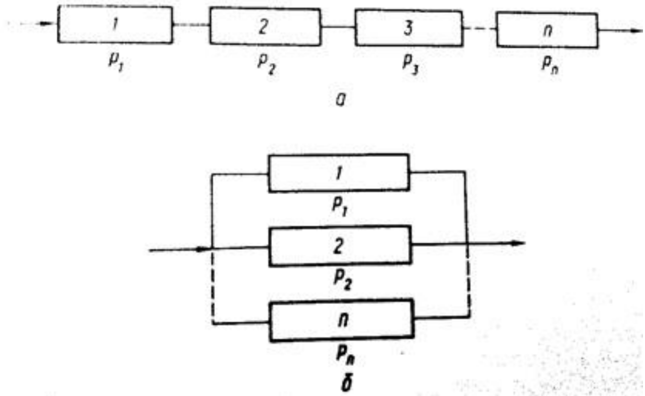



Рис. 3.3. Схема послідовного (а) та паралельного (б) з’єднань елементів складних систем

Послідовне – з’єднання, при якому відмова одного будь-якого елемента спричинює відмову усієї системи.

Паралельне – сукупність елементів, роботоздатність якої порушується тільки за умов відмови всіх паралельних елементів сукупності.

Якщо відома ймовірність безвідмовної роботи $i$-го елемента $P_i(t)$ протягом часу напрацювання $t$ можна розрахувати безвідмовність складної системи (машини).

Ймовірність безвідмовної роботи машини з послідовним з’єднанням елементів $P_{\text{посл}}(t)$

$$P_{\text{посл}}(t) = P_1, P_2, \dots, P_n \qquad (3.3)$$

Ймовірність відмови послідовного елемента $q_{\text{посл}}$ визначають за виразом

$$q_{\text{посл}} = 1 - P_{\text{посл}}(t) \qquad (3.4)$$

При однаковій ймовірності безвідмовної роботи елементів $P_{\text{посл}}(t)$ формула матиме вигляд

$$P_{\text{посл}}(t) = P_i^n. \tag{3.5}$$

Для випадку виникнення раптових відмов, які підпорядковуються експоненціальному закону розподілу

$$P_{\text{посл}}(t) = e^{-(\lambda_1+\lambda_2+\dots+\lambda_n)t} = e^{-\lambda_\text{о} t}. \tag{3.6}$$

Ймовірність відмови $q_{\text{посл}}$ становить

$$q_{\text{посл}} = 1 - e^{-\lambda_\text{о} t}. \tag{3.7}$$

Основою резервування є паралельне зєднання елементів у системи машини (вони постійно приєднані до основних і перебувають у тому ж режимі, що і основний елемент).

Ймовірність безвідмовної роботи при навантаженому резервуванні підраховують так. Якщо $q_1$, $q_2$, … , $q_n$ ймовірності появи відмови кожного з елементів протягом часу $t$, то відмова системи у цьому випадку паралельного з'єднання виникає за умов відмови всіх елементів.

Ймовірність сумісної появи всіх відмов $q(t)$ за формулою

$$q_{\text{пар}}(t) = q_1 \cdot q_2 \dots \cdot q_{n=} \prod_{i=1}^{n} q_i. \tag{3.8}$$

Тому безвідмовність системи з паралельним з'єднання елементів

$$P_{\text{пар}}(t) = 1 - \prod_{i=1}^{n} q_i = 1 - \prod_{i=1}^{n}(1 - P_i). \tag{3.9}$$

Наприклад, якщо ймовірність відмови кожного з трьох елементів $q_i$=0,1 тоді $P_{\text{пар}}(t)$=1-0,1$^3$=0,999.

Для окремого випадку експоненціального закону розподілу відмов розрахункові формули для паралельного з’єднання елементів можна представити у вигляді

$$P_{\text{пар}} = 1 - \prod_{i=1}^{n} \left(1 - e^{-\lambda_i t}\right); \qquad (3.10)$$

$$q_{\text{пар}} = \prod_{i=1}^{n} \left(1 - e^{-\lambda_i t}\right). \qquad (3.\ 11)$$

На практиці часто застосовують структурні схеми, які складаються з $m$ паралельних ланцюгів, кожний з яких має послідовно з’єднані елементи. В цьому випадку ймовірність безвідмовної роботи обчислюють з використанням формул для паралельно-послідовних схем.

Обґрунтування і розрахунок граничного стану дозволяють повніше використати кожну деталь, з’єднання, складальну одиницю і механізм машини при мінімальних витратах коштів.

При занижених граничних станах ресурс машини використовується не повністю, а при завищених – можуть виникати аварійні відмови.

Зміна стану спряжень основним чином характеризується зносом (спрацюванням) деталей, а тому граничний стан спряжень встановлюють за критерієм граничного спрацювання. До параметрів граничного стану деталей і спряжень відносяться граничні значення зазору в спряженнях, розміру або спрацюванню елементів деталі, похибки форми і взаємного розміщення осей та поверхонь, параметри пружності тощо.

Рекомендується розглядати три критерії граничного стану деталей і спряжень (запропоновано Г.В. Веденяпіним): технічний, технологічний і економічний, який залежить від призначення машини та її вузла або механізму.

Критерії граничного стану рекомендується встановлювати залежно від впливу спрацювання на роботу машини. При цьому розглядається три випадки:

В першому випадку в результаті спрацювання машина не може більше функціонувати, тобто є неработоздатною. Наприклад, поломка колінчастого вала, поршневого кільця, заклинювання зубів шестерень і т.д.

В другому випадку спрацювання призводить до попадання в зону інтенсивного виходу з ладу машини і її деталей. При цьому виникають удари, відбувається інтенсивне спрацювання поверхонь, збільшуються вібрації, підвищується температура вузлів. Наприклад, спрацювання верхнього поршневого компресійного кільця, покритого електролітичним хромом. Граничне спрацювання настане після зняття шару хрому, що призведе до різкого інтенсивного спрацювання спряження.

В третьому випадку в результаті спрацювання характеристики машини виходять за допустимі або рекомендовані межі. Наприклад, при спрацюванні деталей циліндро-поршневої групи двигуна змінюються потужність, питома витрата палива, підвищується витрата мастильного матеріалу. Двигун може продовжувати працювати, але як тільки стан його спряжень буде відповідати максимально допустимим змінам його характеристики, цей стан стане граничним.

Граничні спрацювання основних деталей часто встановлюють на основі практичних даних експлуатації і ремонту машин.

Для визначення напрацювання $T$ деталі необхідно мати криву спрацювання деталей залежно від напрацювання (рис. 3.4) і значення граничного спрацювання $U_{гр}$, оскільки

$$T = \frac{U_{гр}}{\gamma}, \tag{3.12}$$

де $\gamma$ – випадкова функція, яка характеризується швидкістю спрацювання спряження.

Допустимі спрацювання $U_{доп}$ (рис. 3.5) менші граничних $U_{гр}$, оскільки деталь не повинна вийти з ладу протягом наступного міжремонтного напрацювання $T_1$. За період міжремонтного напрацювання спрацювання деталі збільшується на $\gamma T_1$.

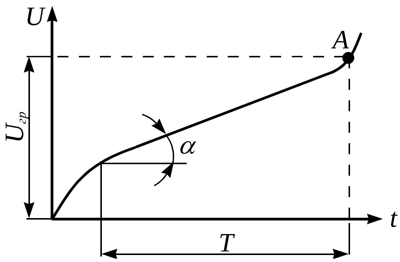



Рис. 3.4. Залежність спрацювання *U* від напрацювання *t* деталі

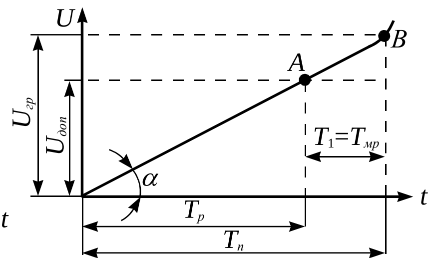



Рис. 3.5. Схема до розрахунку допустимого і граничного спрацювання деталі

Тоді

$$U_{доп} + \gamma \cdot T_1 = U_{гр} \quad \text{або} \quad U_{доп} = U_{гр} - \gamma \cdot T_1. \qquad (3.13)$$

Враховуючи, що $tg\alpha = \gamma = U_{доп} / T_р$, $T_р$ – напрацювання деталі в даний момент ремонту, отримаємо

$$U_{доп}\left(1 + \frac{T_1}{T_р}\right) = U_{гр} \quad \text{або} \quad U_{доп} = \frac{U_{гр}}{1 + \dfrac{T_1}{T_р}}. \qquad (3.14)$$

Якщо від останнього ремонту даний періодичний ремонт, при якому проводиться дефектування деталей буде *K*, то $T_р = K \cdot T_1$.

Тоді формула для розрахунку допустимого спрацювання прийме вигляд

$$U_{доп} = \frac{U_{гр}}{1 + \frac{T_1}{K \cdot T_1}} \quad \text{або} \quad U_{доп} = \frac{K}{K+1} U_{гр}. \tag{3.15}$$

За значеннями $U_{гр}$ можна визначити напрацювання $T_p$ деталей, які заміняються при періодичному ремонті

$$T_p = \frac{K}{K+1} \cdot \frac{U_{гр}}{\gamma} \quad \text{або} \quad T_p = \frac{K}{K+1} \cdot T_n. \tag{3.16}$$

Розглянемо приклад визначення граничних і допустимих розмірів або інших контрольних показників технічного стану деталей, спряжень, механізмів, які необхідні для дефектування машин (запропоновано Ю.М. Артем'євим).

На схемі (рис. 3.6) побудовані лінії спрацювання деталей № 1 і № 2, які працюють в спряженні з деталлю № 1. Початковий зазор в спряженні на схемі позначений $S_n$. Середня інтенсивність спрацювання деталі № 1 характеризується кутом $\alpha_1$ нахилу лінії спрацювання, а деталі № 2 – кутом $\alpha_2$.

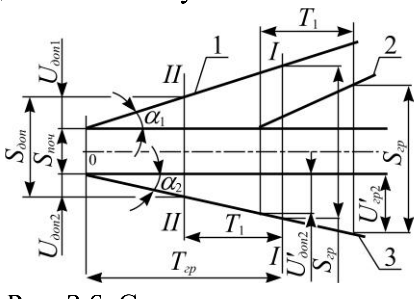



Рис. 3.6. Схема для визначення допустимих спрацювань деталей і допустимих зазорів в спряженнях: 1 – деталь № 1; 2 – деталь № 1 замінена; 3 – деталь

Граничне напрацювання спряження, а відповідно, і граничний зазор в спряженні визначається аналітично або графічно. На схемі ці показники відмічені вертикальною лінією *I-I*, граничне напрацювання позначено $T_{гр}$, а граничний зазор – $S_{гр}$.

№ 2

Якщо відомо, через яке напрацювання дане спряження обов'язково повторно поступить на ремонтне підприємство на контроль або ремонт, то за побудованою схемою можна встановити допустиме спрацювання обох деталей і допустимий зазор в спряженні.

Для цього необхідно вліво від вертикалі *I-I* відкласти значення $T_1$, яке відповідає міжремонтному напрацюванню, і провести вертикаль *II-II*. Розмір $S_{доп}$, який показаний на цій вертикалі, буде відповідати значенню допустимого зазору в спряженні, при якому деталі з спрацюванням можна без відновлення залишати на машині, оскільки вони відпрацюють ресурс до наступного ремонту. Перетин вертикалі *II-II* з лінією спрацювання деталі № 1 дозволяє отримати також допустиме її спрацювання $U_{доп1}$, а з лінією спрацювання деталі № 2 – допустиме спрацювання $U_{доп2}$.

Якщо за умовами роботи спряження одна з деталей має великий ресурс і велике граничне спрацювання, при ремонті машин можна відновлювати роботоздатність спряження заміною однієї з деталей (наприклад, деталі № 1). В даному випадку деталь № 2 буде мати підвищене граничне і допустиме спрацювання ($U'_{гр2}$ і $U'_{доп2}$).

Допустимі і граничні спрацювання таких деталей, як шестерні, втулки, пальці і багато інших отримані з використанням цього методу.

**Завдання 1.**

Визначити надійність гальмівної системи автомобіля, якщо відомо, що ймовірність безвідмовної роботи ножного гальма $P_н$=0,98; а ймовірність безвідмовної роботи ручного гальма $P_р$=0,97.

**Завдання 2**

Визначити ймовірність безвідмовної роботи автомобіля, якщо ймовірність безвідмовної роботи кожного елемента становить 0,9 (рис. 3.4).

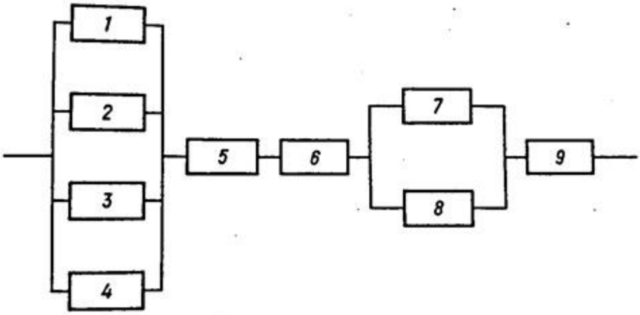



Рис. 4. Структурна схема автомобіля.

За схемою автомобіль має чотири паралельно з'єднаних елемента (чотири циліндри двигуна), а за ним послідовно з'єднуються два елементи 5 та 6 трансмісії (наприклад, коробка передач і задній міст).

Двом різним системам гальмування відповідає два паралельних елемента 7 та 8, включених послідовно з елементами 5 та 6. Останній, теж з послідовним включенням, елемент 9 належить до системи живлення.

**Завдання 3**

При $U_{гр}$=0,1 мм визначити необхідність відновлення деталі, якщо при третьому преіодичному ремонті її знос становив 0,08 мм.

**Завдання 4**

Машина відпрацювала після ремонту $T_р$ = 42000 км. Вимірюванням товщини зубів шестерень коробки передач встановлено величину $h_{вим}$=8,76 мм. Потрібно визначити залишковий ресурс шестерні та межі надійності $\alpha$=0,8. З технічних умов відомо: початкова товщина зуба $h$=9,22 мм; гранична товщина зуба $h_{гран}$=8,34 мм; допустима товщина зуба $h_{вим}$=8,64 мм.

## ПРАКТИЧНА РОБОТА №4 ОЦІНКА НАДІЙНОСТІ ОБ'ЄКТІВ ЗА РЕЗУЛЬТАТАМИ ПОВНИХ ВИПРОБУВАНЬ

**Мета заняття:** оволодіння розрахунковими методами оцінки показників надійності елементів машини за результатами їх повних випробувань.

Об'єкт, для якого проведення ремонтів не передбачено в нормативно-технічній і конструкторській документації, називається таким, що не підлягає ремонту (неремонтнопридатним).

Для неремонтованих об'єктів знаходять застосування наступні показники надійності:

- середній наробіток до відмови $T$;
- імовірність безвідмовної роботи $R(t)$;
- гамма-процентний ресурс $t_\gamma$.

Для визначення показників надійності необхідний статистичний матеріал про відмови в експлуатації розглянутого класу об'єктів.

Відомо, що закон розподілу ресурсу $t$ (наробітку неремонтованих об'єктів до відмови) добре описується універсальним двохпараметричним законом Вейбулла-Гнеденко, для якого щільність розподілу визначається з виразу

$$f(t) = \frac{b}{a}\left(\frac{t}{a}\right)^{b-1} \exp\left[-\left(\frac{t}{a}\right)^{b}\right], \tag{4.1}$$

а функція розподілу має вигляд

$$F(t) = 1 - exp\left[-\left(\frac{t}{a}\right)^{b}\right], \tag{4.2}$$

де $a$ та $b$ – параметри закону.

Невідомі параметри $a$ і $b$ можуть бути визначені аналітично або графічно за допомогою імовірнісного листка.

Параметри $a$ і $b$ зв'язані із середнім наробітком до відмови $T$, середнім квадратичним відхиленням σ і коефіцієнтом варіації $v$ описуються залежністю

$$T = a \cdot \Gamma\left(1 + \frac{1}{b}\right), \tag{4.3}$$

$$\sigma = a \cdot \sqrt{\Gamma\left(1 + \frac{2}{b}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{b}\right)}, \tag{4.4}$$

$$v = \frac{\sigma}{T}. \tag{4.5}$$

У формулах (4.3) і (4.4) $\Gamma(x)$ – гамма-функція, що визначається за таблицями (додаток 4).

Імовірність безвідмовної роботи $R(t)$ в інтервалі від 0 до $t$

$$R(t) = 1 - F(t), \tag{4.6}$$

де $F(t)$ – функція розподілу ресурсу, обумовлена у випадку закону Вейбулла-Гнеденко співвідношенням (4.2).

Гамма-процентний ресурс $t_\gamma$ знаходять графічним рішенням трансцендентного рівняння

$$R(t_\gamma) = 0{,}01 \cdot \gamma, \tag{4.7}$$

де $\gamma$ – задана імовірність (у %).

Довірчі границі для середнього наробітку до відмови $T$ та імовірності безвідмовної роботи $R(t)$ обчислюють зі співвідношень

$$T_{\substack{\max\\ \min}} = T \pm t_\beta \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{N}}, \tag{4.8}$$

$$R_{\substack{\max\\ \min}}(t) = R(t) \pm t_\beta \cdot \sqrt{\frac{R(t)\cdot[1-R(t)]}{N}}, \tag{4.9}$$

де $t_\beta$ – квантиль нормального розподілу, що відповідає імовірності $\alpha = \frac{1+\beta}{2}$, тобто

$$t_\beta = U_\alpha = U_{\frac{1+\beta}{2}},$$

де $\beta$ – довірча імовірність;

$N$ – обсяг вибірки;

$U_\alpha$ – квантиль, значення якого визначають за таблицею (додаток 3).

Довірчі границі для гамма–процентного ресурсу визначають графічно після побудови графіка $R(t)$ з довірчими границями.

**Послідовність розв'язування задачі**.

При повних випробуваннях всі об'єкти доводяться до відмови, і результатом випробування є вибірка наробітків до відмови – $t_i$, $i = 1,2, ..., N$.

Для знаходження апроксимуючого закону розподілу наробітку до відмови необхідне знання емпіричної функції розподілу $F*$. З цією метою весь діапазон значень випадкової величини $t_i$, розбивають на $K$ інтервалів однакової довжини $h$. Число інтервалів вибирають у залежності від обсягу вибірки $N$. Число інтервалів, що рекомендується, $K \cong 5\lg N$, округлене до цілого значення.

Далі визначають розмах вибірки $R$ і довжину інтервалу $h$

$$R = t_{max} - t_{min}. \qquad (4.10)$$

$$h = \frac{R}{K}.$$

Отримане значення $h$ заокруглюють до більшого цілого, а потім обчислюють ліві $t_i'$ і праві $t_i''$ границі кожного з $K$ інтервалів за формулами

$$\begin{aligned} t_1' &= t_{\min}; & t_1'' &= t_1' + h; \\ t_2' &= t_1''; & t_2'' &= t_2' + h; \\ t_3' &= t_2''; & t_3'' &= t_3' + h, \end{aligned} \qquad (4.11)$$

і т. д., та підраховують кількість відмов $n_i$, наробітки до яких потрапили в кожен інтервал.

Перевіркою правильності визначення границь інтервалів є попадання всередину останнього інтервалу максимального $t_{\max}$ наробітку. Сумарна кількість попадань повинна бути рівною обсягові вибірки

$$\sum_{i=1}^{k} n_i = N. \qquad (4.12)$$

Далі визначають значення відносної частоти $W_i$ попадання наробітків у $i$-й інтервал

$$W_i = \frac{n_i}{N}, \qquad (4.13)$$

а потім емпіричну функцію розподілу $F_i{*}$

$$F_i{*} = W_1 + W_2 + \ldots + W_i \qquad (4.14)$$

при цьому наприкінці останнього $k$-го інтервалу $F_k{*} = 1$.

При графічному вписуванні теоретичного закону Вейбулла-Гнеденко і визначенні його параметрів $a$ і $b$ на спеціальному імовірнісному листку по осі абсцис відкладають значення правих границь інтервалу $t_i''$ , а по осі ординат – відповідному даному інтервалу значення емпіричної функції розподілу $F_i *$, в результаті одержують $K$ точок, через які проводять пряму таким чином, щоб вона проходила по можливості ближче до всіх точок. Побудована пряма є графіком теоретичного розподілу $F(t)$ . Відповідність теоретичного закону розподілу емпіричному розподілові перевіряють за критерієм А.Н. Колмогорова Для цього в кожному інтервалі підраховують модуль різниці між значеннями емпіричної і теоретичної функцій розподілу, вибирають з них максимальний

$$D_{\max} = \max|F_i - F_i *|. \tag{4.15}$$

і визначають величину критерію

$$\lambda = D_{\max} \cdot \sqrt{N} . \tag{4.16}$$

Якщо $\lambda < 1{,}0$, то прийнятий теоретичний закон Вейбулла-Гнеденко не суперечить емпіричному. Шукані параметри $a$ і $b$ теоретичного закону визначають (рис. 4.1) у такий спосіб:

$a$ – безпосередньо з графіка

$$b = 1{,}3 \cdot tg\varphi$$

де $\varphi$ – кут нахилу прямої до осі абсцис.

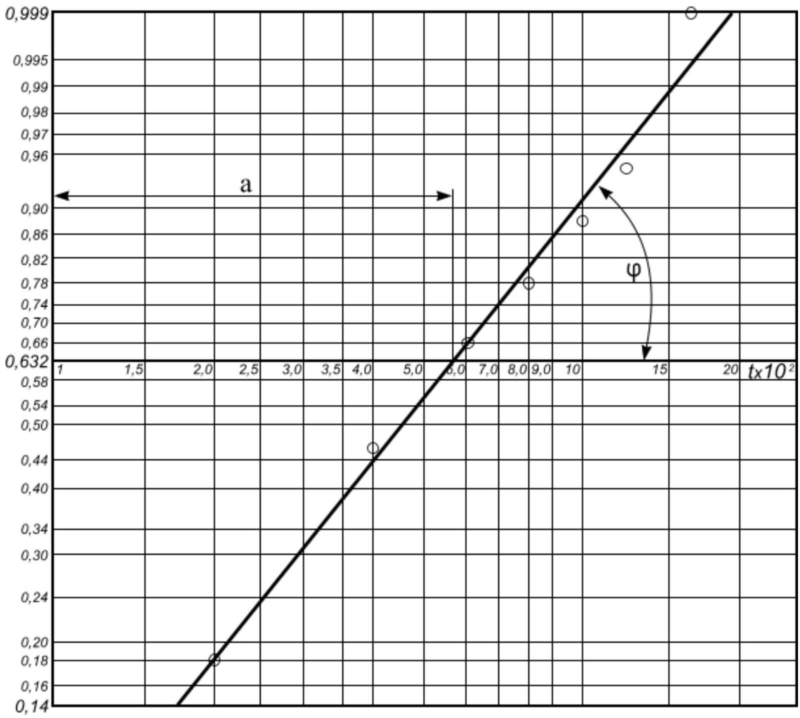



Рис. 4.1. Імовірнісний листок для закону розподілу Вейбулла-Гнєденко і графічне визначення параметрів $a$ і $b$

Після визначення середнього наробітку до відмови $T$ і значень імовірності $R(t)$ за формулами (4.3) і (4.6) відповідно, проводять розрахунок цих же величин з довірчими границями, використовуючи залежності (4.8) і (4.9), і будують графік $R(t)$. Гамма-процентний ресурс $t_\gamma$ знаходять графічно.

***Приклад 1.***

За результатами повних випробувань до відмови 50 деталей побудувати графік імовірності безвідмовної роботи $R(t)$, знайти середній $T$ та 80%-ий ресурси з довірчими границями ( $\beta$ = 90% і $t_\beta$ = 1,645) при вихідних даних, що відповідають наробіткам до відмов: 350; 570; 490; 1080; 250; 1540; 340; 550; 930; 370; 350; 410; 510; 180; 1190; 290; 610; 380; 530; 120; 1150; 830; 930; 370; 510; 150; 660; 190; 420; 1350; 310; 880; 10; 270; 640; 790; 1360; 150; 540; 500; 190; 320; 300; 260; 540; 180; 980; 580; 740; 260.

***Розв'язок***

Із приведеного ряду значень знаходимо мінімальне $t_{\min} = 10$ годин і максимальне $t_{\max} = 1540$ годин значення наробітків.

Розмах вибірки:

$$R = t_{\max} - t_{\min} = 1540 - 10 = 1530 \text{ годин.}$$

Приймаємо число інтервалів $K = 8$.

Довжина інтервалу $h = \dfrac{R}{K} = \dfrac{1530}{8} = 192{,}5$ годин, приймаємо $h = 200$ годин.

Результати подальших розрахунків приведені в табл. 4.1, за матеріалами якої побудований графік (див. рис. 4.1) і розраховані:

параметри закону розподілу Вейбулла-Гнеденко

$$a = 580 \text{ годин;} \qquad b = 1{,}3 \cdot tg\varphi = 1{,}3 \cdot 1{,}27 = 1{,}65;$$

середній ресурс $T = 580 \cdot \Gamma\left(1 + \dfrac{1}{1{,}65}\right) = 519$ годин;

середнє квадратичне відхилення

$$\sigma = 519 \cdot \sqrt{\Gamma\left(1 + \frac{2}{1{,}65}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{1{,}65}\right)} = 322 \text{ години;}$$

коефіцієнт варіації $v = \frac{\sigma}{T} = \frac{322}{519} = 0{,}62$;

середній ресурс із довірчими границями при $\beta = 0{,}9$ та $t_\beta = 1{,}645$:

$$T_{\substack{\max \\ \min}} = 519 \pm 1{,}645 \cdot \frac{322}{\sqrt{50}} = 519 \pm 75 \text{ годин; } T_{\max} = 594$$

години; $T_{\min} = 444$ години.

80%-ий ресурс із довірчими границями (за графіком):

$t_{80} = 240$ годин; $t_{80\max} = 310$ годин; $t_{80\min} = 170$ годин;

Таблиця 4.1

Результати розрахунків до прикладу №1

| № | Границі інтервалів $t_i' \div t_i''$ | Серед. інтерв. $t_i$ | Число величин в інтерв. $n_i$ | Частота $W_i$ | Емпір. функція $F_i*$ | Теор. функція $F_i$ | Відхил. $\lvert F_i * - F_i \rvert$ | Імов. безвідм. роботи | $R_{\substack{max \\ min}}(t)$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0÷200 | 100 | 9 | 0,18 | 0,18 | 0,16 | 0,02 | 0,84 | 0,76÷0,93 |
| 2 | 200÷400 | 300 | 14 | 0,28 | 0,46 | 0,42 | 0,04 | 0,58 | 0,47÷0,70 |
| 3 | 400÷600 | 500 | 11 | 0,22 | 0,68 | 0,65 | 0,03 | 0,35 | 0,24÷0,46 |
| 4 | 600÷800 | 700 | 5 | 0,10 | 0,78 | 0,82 | 0,04 | 0,18 | 0,09÷0,27 |
| 5 | 800÷1000 | 900 | 5 | 0,10 | 0,88 | 0,91 | 0,03 | 0,09 | 0,02÷0,15 |
| 6 | 1000÷1200 | 1100 | 3 | 0,06 | 0,94 | 0,964 | 0,024 | 0,036 | 0,00÷0,08 |
| 7 | 1200÷1400 | 1300 | 2 | 0,04 | 0,98 | 0,986 | 0,006 | 0,014 | 0,00÷0,04 |
| 8 | 1400÷1600 | 1500 | 1 | 0,02 | 1,00 | 0,995 | 0,005 | 0,005 | 0,00÷0,02 |
| Σ | | | 50 | 1,00 | | | | | |

Перевірка за критерієм А.Н. Колмогорова проводиться по максимальній величині відхилення $\lvert F_i - F_i * \rvert_{\max} = 0{,}04$, (див. табл. 4.1)

$$\lambda = 0{,}04 \cdot \sqrt{50} = 0{,}283 < 1.$$

Отже, емпіричний розподіл добре узгоджується з теоретичним розподілом Вейбулла-Гнеденко. За отриманими даними побудований (рис. 4.2) графік імовірності безвідмовної роботи деталей, на якому показані довірчі границі $R_{\substack{\max \\ \min}}$, 80%-й ресурс $t_{80}$ і його довірчі границі $t_{80\max}$ та $t_{80\min}$.

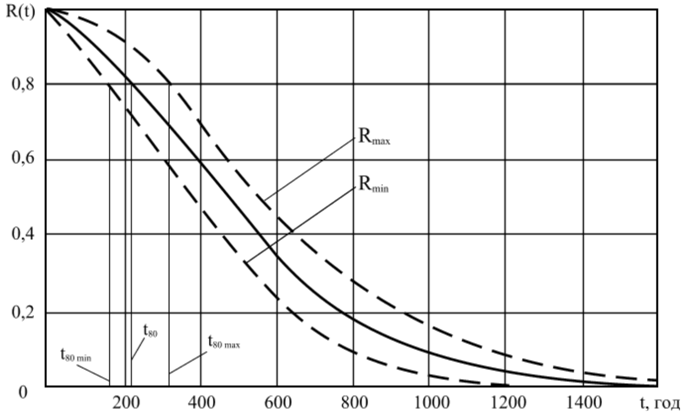



Рис. 4.2. Графік імовірності безвідмовної роботи $R(t)$ з довірчими межами

При виконанні практичної роботи, вихідні дані відповідно до варіанту, вибирати з табл. 4.2.

Таблиця 4.2

Вихідні дані до виконання практичної роботи

| № | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 0 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 310 | 880 | 10 | 270 | 640 | 790 | 1360 | 150 | 540 | 500 |
| 2 | 190 | 320 | 300 | 260 | 540 | 180 | 980 | 580 | 740 | 260 |
| 3 | 1150 | 830 | 930 | 370 | 510 | 150 | 660 | 190 | 420 | 1350 |
| 4 | 350 | 570 | 490 | 1080 | 250 | 1540 | 340 | 550 | 930 | 370 |
| 5 | 626 | 624 | 622 | 493 | 816 | 619 | 496 | 600 | 1059 | 997 |
| 6 | 831 | 310 | 620 | 688 | 436 | 530 | 137 | 940 | 564 | 151 |
| 7 | 285 | 416 | 349 | 1014 | 663 | 652 | 639 | 788 | 461 | 708 |
| 8 | 165 | 480 | 275 | 345 | 552 | 538 | 570 | 673 | 130 | 566 |
| 9 | 202 | 324 | 634 | 244 | 776 | 379 | 289 | 496 | 632 | 136 |
| 0 | 350 | 110 | 510 | 180 | 1190 | 290 | 610 | 380 | 530 | 120 |

# ПРАКТИЧНА РОБОТА №5 ОЦІНКА НАДІЙНОСТІ ОБ'ЄКТІВ ЗА РЕЗУЛЬТАТАМИ СКОРОЧЕНИХ ВИПРОБУВАНЬ

**Мета заняття:** оволодіння розрахунковими методами оцінки показників надійності елементів машини за результатами скорочених випробувань.

Випробування на надійність не завжди проводяться до відмови усіх випробовуваних об'єктів. В багатьох випадках, особливо в експлуатаційних умовах, випробування припиняються ще до настання відмов у частини об'єктів. Якщо кількість відмов при таких скорочених випробуваннях складає не менше 50% від загального числа випробовуваних зразків, то, як показує практика, за такими даними можна з достатньою імовірністю оцінювати (відновлювати) показники надійності, що могли б бути визначені при проведенні повних випробувань всіх об'єктів до відмов.

За результатами скорочених випробувань одержана вибірка даних містить наробітки до відмов і наробітки до припинення (призупинення) випробувань. На відміну від повних вибірок, що містять тільки наробітки до відмов, такі вибірки називають цензурованими. Якщо припинення випробувань відбувається в різні моменти часу по випадкових причинах, то вибірка даних є випадково цензурованою.

Групуючи випадково цензуровану вибірку по інтервалах, одержимо, що в будь-який $i$-й інтервал потрапить деяка кількість $n_{oi}$ наробітків до відмови і $n_{ni}$ наробітків до припинення випробувань. Якщо загальне число об'єктів, що випробувалися – $N$, то нижньою границею для оцінювання емпіричної функції розподілу наробітку до відмови в $i$-му інтервалі є відношення

$$F_{oi} = \frac{\sum_{j=1}^{i} n_{oj}}{N}. \qquad (5.1)$$

так, як при цьому передбачається, що об’єкти, випробування яких припинені, надалі відмовляти не можуть. У цьому випадку оцінка надійності об’єкта буде завищеною.

Верхньою границею при оцінюванні функції розподілу може служити відношення

$$F_{ci} = \frac{\sum_{j=1}^{i} n_{oj} + \sum_{j=1}^{i} n_{nj}}{N}, \qquad (5.2)$$

використання якого припускає, що в моменти припинення випробувань відбуваються відмови. При такому оцінюванні надійність випробовуваного об’єкта занижується. Вираз (2.2) одночасно є оцінкою емпіричної функції розподілу фактичної тривалості скорочених випробувань.

Істинне значення емпіричної функції розподілу наробітку до відмови $F_i{*}$ буде знаходитися в інтервалі

$$F_{oi} < F_i{*} < F_{ci}. \qquad (5.3)$$

Ширина цього інтервалу збільшується при збільшенні числа об’єктів, випробування яких не доведені до відмови.

Для точкової оцінки (відновлення) за цензурованими даними функції розподілу $F_i{*}$ всередині інтервалу її можливих значень (2.3) при незалежних випадкових наробітках до відмови і цензурування застосовується наступний метод.

Оцінимо емпіричну імовірність безвідмовної роботи об'єкта в першому інтервалі групування $R_1$, як відношення кількості об'єктів, що не відмовили в цьому інтервалі зразків до числа випробуваних в ньому об'єктів. При визначенні числа випробуваних об'єктів $N_1$ врахуємо, що в першому інтервалі випробування $n_{n1}$ зразків були припинені при різному наробітку, меншому, чим права границя першого інтервалу. Припускаючи напрацювання призупинених зразків розподіленими симетрично відносно середини інтервалу, можна вважати, що умовне число об'єктів, що випробувалися в першому інтервалі, складає

$$N_1 = N - \frac{1}{2} n_{n1}.$$

Кількість об'єктів, що не відмовили в першому інтервалі дорівнює $N_1 - n_{o1}$, а імовірність безвідмовної роботи до кінця першого інтервалу

$$R_1 = \frac{N_1 - n_{o1}}{N_1} = 1 - \frac{n_{o1}}{N_1}.$$

За цим же принципом оцінимо умовну імовірність безвідмовної роботи в другому інтервалі $\tilde{R}_2$ для об'єктів, що не відмовили в першому інтервалі. Умовне число об'єктів, що випробувалися у другому інтервалі, дорівнює

$$N_2 = N - n_{o1} - n_{n1} - \frac{1}{2} n_{n2},$$

а кількість об'єктів, що не відмовили складає $N_2 - n_{o2}$. Їх відношення дає оцінку для умовної імовірності

$$\tilde{R}_2 = \frac{N_2 - n_{o2}}{N_2} = 1 - \frac{n_{o2}}{N_2}.$$

Безумовну імовірність безвідмовної роботи об’єкта $R_2$ у першому і другому інтервалах (тобто від початку випробувань і до правої границі другого інтервалу) можна оцінити як добуток імовірностей $R_1$ та $\tilde{R}_2$

$$R_2 = R_1 \cdot \tilde{R}_2 = \left(1 - \frac{n_{o1}}{N_1}\right)\left(1 - \frac{n_{o2}}{N_2}\right).$$

Аналогічно в третьому інтервалі умовна імовірність безвідмовної роботи $\tilde{R}_3$ для об’єктів, що не відмовили в перших двох інтервалах, визначається з виразу

$$\tilde{R}_3 = 1 - \frac{n_{o3}}{N_3},$$

де $N_3 = n_{o1} - n_{o2} - n_{n1} - n_{n2} - \frac{1}{2} n_{n3}$.

Безумовна імовірність безвідмовної роботи об’єкта $R_3$ від початку випробувань до правої границі третього інтервалу рівна добутку

$$R_3 = R_2 \cdot \tilde{R}_3 = \left(1 - \frac{n_{o1}}{N_1}\right)\left(1 - \frac{n_{o2}}{N_2}\right)\left(1 - \frac{n_{o3}}{N_3}\right),$$

і т. д.

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

$$R_i = R_{i-1} \cdot \tilde{R}_i = \prod_{j=1}^{i} \left(1 - \frac{n_{oj}}{N_j}\right), \tag{5.4}$$

де $N_j = N - \sum_{k=1}^{j-1}\left(n_{ok} + n_{nk}\right) - \frac{1}{2} n_{nj}$ .

Відповідні значення відновленої емпіричної функції розподілу наробітку до відмови $F_i*$ визначаються з відомого співвідношення

$$F_i* = 1 - R_i . \tag{5.5}$$

Далі, як і у випадку повної вибірки, значення відновленої емпіричної функції розподілу можуть бути нанесені на імовірнісний листок, після чого графічно визначені параметри теоретичного закону розподілу і показники надійності об'єкта.

***Послідовність розв'язування задачі.***

При рішенні даної задачі використовуються ті ж вихідні дані про наробітки до відмов при випробуваннях, що й у задачі 1, причому, попередньо повна вибірка даних, узята за шифром задачі 1 з табл. 4.2, піддається випадковому цензуруванню. Цензурування даних проводиться за допомогою табл. 5.1 наступним чином.

Кожному рядку даних про наробітки до відмов з табл. 1.2 ставиться у відповідність кожен з рядків наробітків до припинення випробувань з табл. 5.1. Потім суміщені наробітки попарно порівнюються між собою, і в цензуровану вибірку відбирається менший наробіток із двох порівнюваних.

Таким чином формується випадково цензурована вибірка даних обсягом $N = 50$, що містить наробітки до відмов і наробітки до припинення випробувань. Усі наробітки отриманої вибірки, групуються по інтервалах, границі яких приймаються такими ж, якими вони були при групуванні повної вибірки в задачі 1. При цьому підраховується кількість попадань наробітків до відмов –

$n_{oi}$ і наробітки до призупинення – $n_{ni}$ у кожен інтервал.

Таблиця 5.1

Наробітки до призупинення випробувань

| № | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 0 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 202 | 750 | 168 | 1980 | 256 | 1322 | 622 | 1706 | 1272 | 1476 |
| 2 | 1466 | 410 | 538 | 1806 | 1600 | 1150 | 22 | 1956 | 664 | 1292 |
| 3 | 676 | 112 | 1064 | 584 | 1416 | 348 | 110 | 40 | 702 | 1060 |
| 4 | 1040 | 1790 | 1290 | 754 | 314 | 146 | 1144 | 1138 | 650 | 1060 |
| 5 | 718 | 860 | 1860 | 144 | 1230 | 1370 | 482 | 1492 | 1410 | 956 |
| 6 | 1970 | 236 | 1669 | 1774 | 1992 | 1310 | 1602 | 200 | 1398 | 198 |
| 7 | 35 | 1010 | 599 | 1080 | 934 | 235 | 870 | 355 | 1254 | 641 |
| 8 | 1343 | 628 | 681 | 7 | 978 | 1483 | 703 | 805 | 73 | 103 |
| 9 | 1811 | 1616 | 578 | 1015 | 1035 | 937 | 1454 | 104 | 504 | 451 |
| 0 | 1721 | 1546 | 1616 | 1680 | 994 | 190 | 1603 | 1442 | 1829 | 1702 |

За формулою (5.1) оцінюються значення нижньої границі $F_{oi}$, для емпіричної функції розподілу наробітку до відмови. Їх наносять на імовірнісний листок і, потім графічно визначають параметри закону Вейбулла $a_0$ та $b_0$.

За допомогою виразу (5.2) визначаються значення функції розподілу тривалості випробувань $F_{ci}$, що також наносять на імовірнісний листок і графічно визначають відповідні параметри $a_c$ та $b_c$.

Визначають середню тривалість скорочених випробувань за формулою

$$T_c = a_c \cdot \Gamma\left(1 + \frac{1}{b_c}\right). \tag{5.6}$$

Величину середньої тривалості скорочених випробувань $T_c$ порівнюють з величиною середньої тривалості повних випробувань, що співпадає із середнім ресурсом $T$ об'єкта, обчисленим у задачі 1, і визначають коефіцієнт скорочення випробувань за формулою

$$K_c = \frac{T_c}{T}\,. \tag{5.7}$$

Використовуючи вирази (5.4) і (5.5), послідовно, починаючи з першого інтервалу, відновлюють значення емпіричної функції розподілу наробітку до відмови $F_i*$. Процедура відновлення $F_i*$ закінчується на інтервалі, у якому зафіксовані останні відмови. Відповідні результати розрахунків зводяться в таблицю 5.2 (див. приклад). Значення $F_i*$ наносять на імовірнісний листок, і за ним графічно визначають параметри теоретичного закону $a_в$ та $b_в$.

За результатами оцінки параметрів теоретичного закону визначають показники надійності: значення середнього ресурсу $T_в = a_в \cdot Г\left(1+\frac{1}{b_в}\right)$, а також значення гамма-процентного ресурсу $t_\gamma^в$ (при $\gamma$ = 80%) за формулою

$$t_\gamma^в = a_в \cdot \left(\ln\frac{100}{\gamma}\right)^{1/b_в}. \tag{5.8}$$

Отримані за результатами скорочених випробувань величини середнього і гамма-процентного ресурсу порівнюються з відповідними показниками, визначеними за повними даними у задачі 1.

Визначаються відносні похибки при оцінці середнього $\Delta_T$ і гамма-процентного ресурсу $\Delta_\gamma$ за формулами

$$\Delta_T = \frac{|T - T_в|}{T} \cdot 100\% ; \quad \Delta_{t_\gamma} = \frac{|t_\gamma - t_\gamma^в|}{t_\gamma} \cdot 100\% . \qquad (5.9)$$

***Приклад 2.***

За даними про повні випробування з прикладу до задачі 1 за допомогою табл. 5.1 сформована випадково цензурована вибірка результатів скорочених випробувань:

202*; 570; 168*; 1080; 250; 1322*; 340; 550; 930; 370; 350; 110; 510; 180; 1190; 290; 22*; 380; 530; 120; 676*; 112*; 930; 370; 510; 150; 110*; 40*; 420; 1060*; 310; 880; 10; 270; 314*; 146*; 1144*; 104*; 540; 500; 190; 320; 300; 144*; 540; 180; 482*; 580; 740; 260.

*Примітка:* Зірочкою позначені наробітки до припинення випробувань.

***Розв'язок***

Групуємо цензуровану вибірку по інтервалах з тими ж границями, що були обрані для повної вибірки. При цьому підрахунок кількостей попадань наробітків до відмов $n_{oi}$ і наробітків до призупинення випробувань $n_{ni}$ у кожен інтервал проводимо окремо і результати заносимо в табл. 5.2.

У кожному інтервалі визначаємо значення нижньої границі $F_{oi}$ для функції розподілу $F_i$ *

$$F_{o1} = \frac{7}{50} = 0{,}14; \qquad F_{o2} = \frac{7+12}{50} = 0{,}38, \text{ і т. д.}$$

Результати заносимо в табл. 5.2 і наносимо на імовірнісний листок (див. рис. 5.1). Будуємо графік функції $F_0$ і визначаємо значення її параметрів

$$a_0 = 800 \text{ годин; } b_0 = 1{,}3 \cdot 1{,}07 = 1{,}4 .$$

У кожному інтервалі визначаємо значення функції розподілу тривалості випробувань $F_{ci}$

$$F_{c1} = \frac{7+8}{50} = 0{,}30; \quad F_{c2} = \frac{7+12+8+2}{50} = 0{,}58, \text{ і т. д.}$$

Таблиця 5.2

Результати розрахунків до прикладу №2

| № | $t_i' \div t_i''$ | $n_{oi}$ | $n_{ni}$ | $F_{oi}$ | $F_{ci}$ | $N_i$ | $\tilde{R}_i$ | $R_i$ | $F_i$ * |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0÷200 | 7 | 8 | 0,14 | 0,30 | 46 | 0,848 | 0,848 | 0,152 |
| 2 | 200÷400 | 12 | 2 | 0,38 | 0,58 | 34 | 0,647 | 0,549 | 0,451 |
| 3 | 400÷600 | 10 | 1 | 0,58 | 0,80 | 20,5 | 0,512 | 0,281 | 0,719 |
| 4 | 600÷800 | 1 | 1 | 0,60 | 0,84 | 9,5 | 0,895 | 0,251 | 0,749 |
| 5 | 800÷1000 | 3 | 0 | 0,66 | 0,90 | 8 | 0,625 | 0,157 | 0,843 |
| 6 | 1000÷1200 | 2 | 2 | 0,70 | 0,98 | 4 | 0,5 | 0,079 | 0,921 |
| 7 | 1200÷1400 | 0 | 1 | – | 1,00 | – | – | – | – |

Результати розрахунків заносимо в табл. 5.2, наносимо на імовірнісний листок (рис. 5.1) і будуємо графік функції $F_c$. Графічно визначаємо параметри: $a_c = 440$ годин; $b_c = 1{,}3 \cdot 1{,}27 = 1{,}65$. Середня тривалість скорочених випробувань складає: $T_c = 440 \cdot Г\left(1 + \frac{1}{1{,}65}\right) = 394$ години.

Коефіцієнт скорочення випробувань

$$K_c = \frac{394}{519} = 0{,}759.$$

У кожному інтервалі (до шостого включно) визначаємо умовне число деталей, що випробовувалися

$$N_1 = 50 - \frac{1}{2} \cdot 8 = 46; \quad N_2 = 50 - 7 - 8 - \frac{1}{2} \cdot 2 = 34;$$

$$N_3 = 50 - 7 - 12 - 8 - 2 - \frac{1}{2} \cdot 1 = 20{,}5, \text{ і т. д.}$$

Результати розрахунків заносимо в табл. 5.2.

Визначаємо імовірність безвідмовної роботи в першому інтервалі

$$R_1 = 1 - \frac{7}{46} = 0{,}848.$$

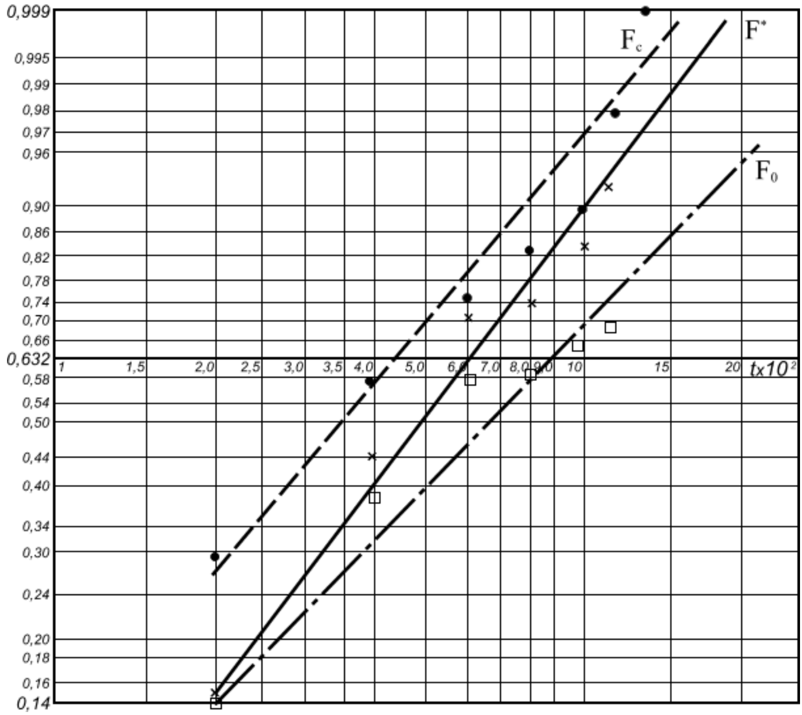



Рис. 5.1. Графіки для визначення параметрів функцій розподілу $F_o$, $F_c$, і $F*$

Умовна імовірність безвідмовної роботи $\widetilde{R}_2$ у другому інтервалі складає

$$\widetilde{R}_2 = 1 - \frac{12}{34} = 0{,}647.$$

Безумовна імовірність безвідмовної роботи $R_2$ визначається як добуток

$$R_2 = 0{,}848 \cdot 0{,}647 = 0{,}549.$$

Умовна імовірність $\tilde{R}_3$ у третьому інтервалі

$$\tilde{R}_3 = 1 - \frac{10}{20{,}5} = 0{,}512.$$

Безумовна імовірність $R_3$ у третьому інтервалі

$$R_3 = 0{,}549 \cdot 0{,}512 = 0{,}281.$$

Результати розрахунків імовірності безвідмовної роботи $R_i$, для всіх інтервалів до шостого (у якому зафіксовані останні відмови) наведені в табл. 5.2.

Визначаємо значення відновленої емпіричної функції розподілу в кожному інтервалі

$$F_1{*} = 1 - 0{,}848 = 0{,}152;$$
$$F_2{*} = 1 - 0{,}549 = 0{,}451;$$
$$F_3{*} = 1 - 0{,}281 = 0{,}719, \text{ і т. д.}$$

Результати заносимо в табл. 5.2, наносимо їх на імовірнісний листок, будуємо графік відновленої функції $F{*}$ (рис. 5.1) і визначаємо її параметри

$$a_в = 600 \text{ годин; } b_в = 1{,}3 \cdot 1{,}37 = 1{,}8.$$

Визначаємо середній ресурс

$$T_в = 600 \cdot Г\left(1 + \frac{1}{1{,}8}\right) = 534 \text{ години.}$$

Визначаємо 80%-ий ресурс

$$t_{80}^{в} = 600 \cdot \left( \ln \frac{100}{80} \right)^{1/1{,}8} = 261 \text{ година.}$$

Визначаємо похибки оцінки показників надійності по цензурованій вибірці даних

– за середнім ресурсом

$$\Delta_T = \frac{|519 - 534|}{519} \cdot 100\% = 2{,}9\%;$$

за 80%-му ресурсу

$$\Delta_{t_{80}} = \frac{|240 - 261|}{240} \cdot 100\% = 8{,}8\%.$$

З отриманих результатів випливає, що при скороченні тривалості випробувань у середньому на 24% вдалося оцінити показники довговічності випробовуваних деталей з досить високою точністю.

# ПРАКТИЧНА РОБОТА №6
# ОЦІНКА НАДІЙНОСТІ ВІДНОВЛЮВАНИХ ДЕТАЛЕЙ МАШИН

**Мета заняття:** оволодіння методикою оцінки надійності деталей машини.

Довговічність – це властивість об'єкта зберігати працездатність до настання граничного стану при встановленій системі технічного обслуговування і ремонту. При цьому під граничним станом розуміють такий стан об'єкта, при якому його подальше застосування по призначенню неприпустимо або недоцільно, або відновлення його справного або працездатного стану неможливо або недоцільно. Довговічність оцінюється ресурсом, тобто наробітком до граничного стану.

Для деталей, що спрацьовуються, вважається, що граничний стан визначається граничним розміром деталі. Як правило, вдається виміряти спрацювання $U$ через відомі проміжки часу і побудувати реалізації спрацювання у вигляді функції

$$U = b \cdot t^{\alpha} ,$$

де $b$ та $\alpha$ – параметри закону.

Параметр $b$ може змінюватися в широких межах, а параметр $\alpha$ для виробу одного найменування міняється незначно і задається заздалегідь. Прийнята функція використовується для розрахунку і прогнозування довговічності досліджуваного об'єкта.

Припустимо, є $n$ вимірів спрацювань $U_i(t)$ об'єктів одного найменування, наприклад, деталі (палець гусеничного ланцюга), через визначений проміжок часу $t_0$. Для кожного об'єкта справедлива залежність

$$U_i(t_0) = b_i \cdot t_0^{\alpha} .$$

Тоді величина $b_i$, для $i$-го об’єкта знаходиться по наявному заміру $U_i(t)$

$$b_i = \frac{U_i(t_0)}{t_0^{\alpha}} .$$

Можна припустити, що середнє значення спрацювання $\overline{U}$ і середнє квадратичне відхилення $\sigma_u$ у вибірці з $n$ об’єктів змінюються в часі за таким же степеневим законом (див. рис. 6.1)

$$U(t) = b_1^* \cdot t^{\alpha} , \qquad (6.1)$$
$$\sigma_u(t) = b_2^* \cdot t^{\alpha} .$$

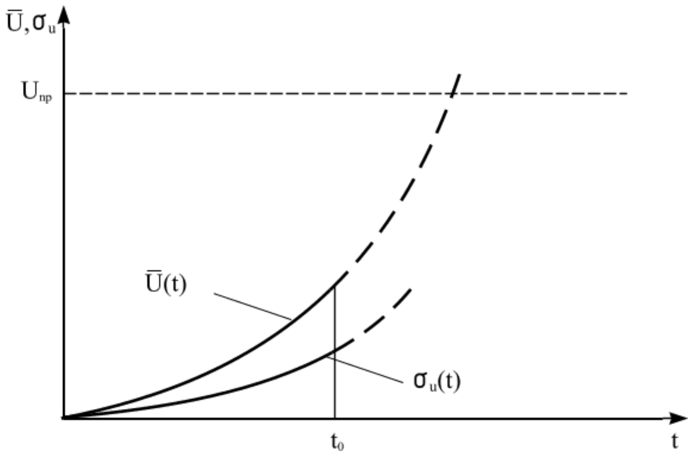



Рис. 6.1. Зміна середнього значення спрацювання $\overline{U}(t)$ і середнього квадратичного відхилення $\sigma_u(t)$ в залежності від наробітку $t$

Параметри $b_1^*$ і $b_2^*$ визначаються за значеннями $\overline{U}(t_0)$ та $\sigma_u(t_0)$ у момент вимірювання (через час роботи об’єкта $t_0$)

$$\overline{U}(t_0) = \frac{\sum_{i=1}^{n} U_i(t_0)}{n}, \qquad \sigma_u(t_0) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} \left[U_i(t_0) - \overline{U}(t_0)\right]^2}{n-1}}. \qquad (6.2)$$

Підставивши (6.2) у (6.1), одержимо

$$b_1^* = \frac{\overline{U}(t_0)}{t_0^{\alpha}}; \qquad b_2^* = \frac{\sigma_u(t_0)}{t_0^{\alpha}} \qquad (6.3)$$

Середнє значення і середнє квадратичне відхилення спрацювання змінюються в часі, а відмова настає при досягненні кожним об’єктом граничного значення спрацювання. Для випадку, якщо спрацювання розподілене за нормальним законом розподілу, імовірність безвідмовної роботи визначається за формулою

$$R(t) = F_o\left(\frac{U_{np} - b_1^* \cdot t^{\alpha}}{b_2^* \cdot t^{\alpha}}\right),$$

де $U_{np}$ – гранично допустиме спрацювання об’єкта;

$F_o$ – табульована функція Лапласа (див. додаток 5).

Для заданих значень $t$ будується графік імовірності безвідмовної роботи і визначається гамма-процентний ресурс.

***Послідовність розв’язування задачі.***

Вихідні дані для розрахунків одержують вимірюванням мінімального поперечного розміру пальців гусеничного ланцюга трактора, що пропрацював час $t_0$. Виміри проводять у шести перерізах (рис. 6.2) трьох пальців, що працюють у парі з провушиною ланки і мають явно виражені сліди спрацювання.

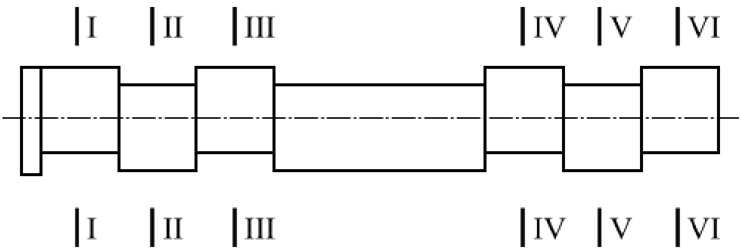



Рис. 6.2. Схема розміщення поперечних перерізів для вимірювання спрацювання пальця гусеничного ланцюга

Результати вимірювань заносять у табл. 6.1. Розрахунки зручно вести в табл. 6.2 і 6.3. Значення $t_0$ і $\alpha$ задаються.

Граничне значення спрацювання для пальців гусеничного ланцюга $U_{пр}$ і початковий діаметр пальця $d$ прийняти відповідно $U_{пр} = 7$ мм; $d = 22$ мм.

Робота закінчується побудовою графіка імовірності безвідмовної роботи $R(t)$ пальців ланцюга (рис. 6.3) і визначенням 80-процентного ресурсу $t_{80}$.

Для спрощення розрахунків при побудові графіка $R(t)$ можна спочатку визначити медіанний (50%-ий) ресурс за формулою

$$t_{50} = \left( \frac{U_{пр}}{b_1^*} \right)^{1/\alpha}.$$

Цей ресурс, по визначенню, відповідає значенню імовірності $R(t) = 0{,}5$.

Інші точки на графіку визначають потім при значеннях наробітку

$$t_i = t_{50} \pm i \cdot \Delta t \,,$$

де $\Delta t$ – заздалегідь обраний інтервал наробітку ($\Delta t = 300 \div 500$ годин), $i = 1, 2, 3, \ldots$

***Приклад 3.*** Результати вимірів мінімального поперечного розміру пальців у різних перерізах після наробітку $t_0 = 1000$ годин наведені в табл. 6.1.

Таблиця 6.1

Результати вимірів розмірів поперечних перерізів пальців $d_i(t_0)$, мм

| № пальця | Номер перерізу | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | I–I | II–II | III–III | IV–IV | V–V | VI–VI |
| 1 | 20,5 | 19,8 | 19,6 | 19,8 | 19,3 | 20,5 |
| 2 | 20,3 | 18,8 | 18,7 | 18,7 | 18,6 | 20,0 |
| 3 | 20,2 | 18,9 | 18,9 | 18,6 | 18,5 | 20,0 |

***Розв'язок.***

Таблиця 6.2

Результати розрахунків $b_1^*$ та $b_2^*$

| $i$ | $U_i(t_0) = d - d_1(t_0)$ | $\left[U_i(t_0) - \overline{U}_i(t_0)\right]^2$ | $i$ | $U_i(t_0) = d - d_1(t_0)$ | $\left[U_i(t_0) - \overline{U}_i(t_0)\right]^2$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 1,5 | 1,14 | 10 | 3,3 | 0,53 |
| 2 | 2,2 | 0,14 | 11 | 3,4 | 0,85 |
| 3 | 2,4 | 0,03 | 12 | 2,0 | 0,32 |
| 4 | 2,2 | 0,14 | 13 | 1,8 | 0,81 |
| 5 | 2,7 | 0,02 | 14 | 3,1 | 0,28 |
| 6 | 1,5 | 1,14 | 15 | 3,1 | 0,28 |
| 7 | 1,7 | 0,76 | 16 | 3,4 | 0,85 |
| 8 | 3,2 | 0,40 | 17 | 3,5 | 0,86 |
| 9 | 3,3 | 0,53 | 18 | 2,0 | 0,32 |
| | | | Σ | 46,3 мм | 9,4 мм$^2$ |

Відповідно до (3.2) $\overline{U}(t_0) = 2{,}57$ мм, та $\sigma_u(t_0) = 0{,}74$

мм.

Коефіцієнти $b_1^*$ та $b_2^*$ (3.3) рівні відповідно

$$b_1^* = \frac{2,57}{1000^{1,4}} = 1,62 \cdot 10^{-4}; \qquad b_1^* = \frac{0,74}{1000^{1,4}} = 0,467 \cdot 10^{-4}.$$

Таблиця 6.3

Результати розрахунків імовірності безвідмовної роботи $R(t)$ пальців ланцюга

| $t_i$ | 400 | 800 | 1200 | 1600 | 2000 | 2400 | 2800 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $\frac{U_{np} - b_1^* \cdot t^\alpha}{b_2^* \cdot t^\alpha}$ | 30,64 | 9,46 | 3,86 | 1,43 | 0,11 | –0,69 | –1,23 |
| $R(t)$ | 1,0 | 1,0 | 1,0 | 0,924 | 0,544 | 0,245 | 0,109 |

За одержаними значеннями побудований графік імовірності безвідмовної роботи пальців ланцюга (рис. 6.3), на якому показаний 80-ий ресурс $t_{80} = 1750$ годин.

Розрахунки, наведені в табл. 3.3, виконані для $\alpha$ =1,4.

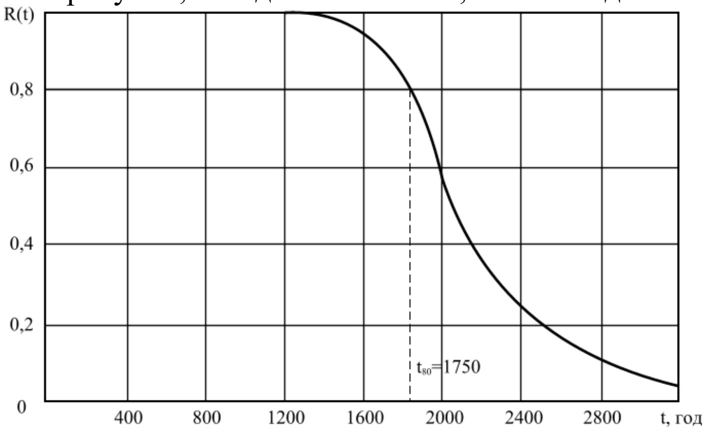



Рис. 6.3. Графік імовірності безвідмовної роботи пальців гусеничного ланцюга

# ПРАКТИЧНА РОБОТА №7
# ОЦІНКА НАДІЙНОСТІ РЕМОНТОВАНИХ ОБЄКТІВ

**Мета заняття:** оволодіння методикою оцінки надійності технічних об'єктів, для яких передбачено ремонт.

Об'єкт, для якого проведення ремонтів передбачено в нормативно-технічній або конструкторській документації, називається таким, що підлягає ремонту.

Для ремонтованих об'єктів знаходять застосування наступні показники надійності:

– середній наробіток на відмову $T_o$;

– середній час відновлення працездатного стану $T_в$;

– коефіцієнт готовності $K_г$.

Перший показник надійності характеризує безвідмовність об'єкта і може бути визначений як відношення повної тривалості роботи об'єкта $\sum_{i=1}^{n_0} t_{oi}$ до повної кількості зареєстрованих відмов $n_o$

$$T_o = \frac{\sum_{i=1}^{n_0} t_{oi}}{n_o}; \qquad (7.1)$$

Другий показник характеризує ремонтнопридатність об'єкта; його визначають як відношення сумарного часу, затраченого на відновлення $\sum_{i=1}^{n_0} t_{вi}$, до загального числа відновлень, чисельно рівних кількості виниклих відмов $n_o$

$$T_в = \frac{\sum_{i=1}^{n_0} t_{вi}}{n_o}. \qquad (7.2)$$

Коефіцієнт готовності $K_г$ – комплексний показник надійності. Він кількісно характеризує властивості як безвідмовності об'єкта, так і ремонтопридатності, і визначається як імовірність того, що об'єкт виявиться в працездатному стані в довільний момент часу

$$K_г = \frac{T_o}{T_o + T_в}. \qquad (7.3)$$

Надійність машини, як системи, залежить від її структури. Більшість машин і агрегатів – це системи з послідовною структурою, при якій відмова системи настає в випадку відмови будь-якого її елемента. Вид такої структури з трьох елементів представлений на рис. 7.1. У цьому випадку говорять про послідовне з'єднання елементів у системі, а імовірність безвідмовної роботи системи при незалежних відмовах елементів визначають за формулою

$$R_c = R_1 \cdot R_2 \cdot R_3, \qquad (7.4)$$

де $R_1$, $R_2$, $R_3$ – імовірності безвідмовної роботи елементів.

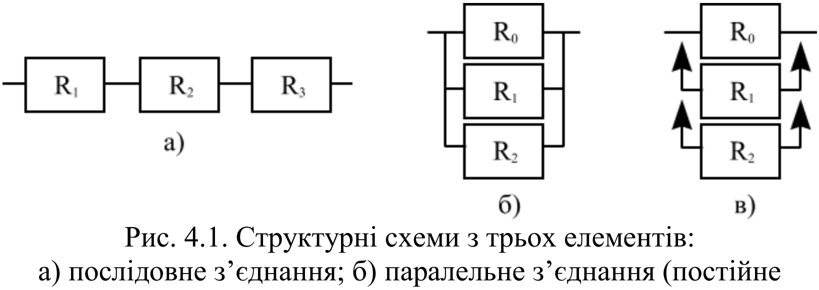



Рис. 4.1. Структурні схеми з трьох елементів:
а) послідовне з'єднання; б) паралельне з'єднання (постійне резервування); в) резервування заміщенням

У випадку незалежності відмов імовірність безвідмовної роботи системи з паралельним з’єднанням трьох елементів (рис. 74.1, б) визначається за формулою

$$R_c = 1 - (1 - R_0) \cdot (1 - R_1) \cdot (1 - R_2), \tag{7.5}$$

де $R_0$, $R_1$, і $R_2$ – імовірності безвідмовної роботи основного і резервного елементів.

В мобільних машинах постійне резервування використовується значно рідше, ніж резервування заміщенням. При резервуванні заміщенням середній наробіток до відмови системи, що складається з одного основного (працюючого) і $K$ таких же резервних елементів, визначається за формулою

$$T_c = (1 + K) \cdot T_e, \tag{7.6}$$

де $T_e$ – середній наробіток до відмови елемента.

Середнє квадратичне відхилення $\sigma_c$ наробітку до відмови цієї системи визначається з виразу

$$\sigma_c = \sigma_e \cdot \sqrt{1 + K}, \tag{7.7}$$

де $\sigma_e$ – середнє квадратичне відхилення наробітку до відмови елемента.

З (7.6) і (7.7) випливає, що коефіцієнти варіації наробітку до відмови системи $v_c$ і елемента $v_e$ при резервуванні заміщенням зв’язані співвідношенням

$$v_c = \frac{v_e}{\sqrt{1 + K}}. \tag{7.8}$$

При розподілі наробітку до відмови системи по закону Вейбулла його параметр форми $b_c$ однозначно визначається величиною коефіцієнта варіації $v_c$. Ця залежність при $0{,}1 < v_c < 1$ з достатньою для практичного використання точністю описується наближеним виразом

$$b_c = \frac{1{,}126}{v_c} + \frac{0{,}011}{v_c^2} - 0{,}137, \tag{7.9}$$

звідки (з врахуванням 7.8) випливає, що

$$b_c = \frac{1{,}126}{v_e}\sqrt{1+K} + \frac{0{,}011}{v_c^2}(1+K) - 0{,}137. \tag{7.10}$$

Параметр масштабу розподілу наробітку до відмови системи, виходячи з (4.6) визначається за формулою

$$a_c = \frac{T_c}{\Gamma\left(1+\dfrac{1}{b_c}\right)} = \frac{(1+K)\cdot T_e}{\Gamma\left(1+\dfrac{1}{b_c}\right)}. \tag{7.11}$$

При зроблених припущеннях імовірність безвідмовної роботи системи з одного працюючого і $K$ резервних (запасних) елементів, що включаються послідовно в роботу при настанні відмови на заданому інтервалі наробітку $T$, визначається з виразу

$$R_c(T) = \exp\left\{-\left[\frac{T\cdot\Gamma\left(1+\dfrac{1}{b_c}\right)}{T_e(1+K)}\right]^{b_c}\right\}. \tag{7.12}$$

у якому параметр $b_c$ визначається за формулою (7.10).

Імовірність безвідмовної роботи елемента $R_e(T)$ на інтервалі $T$ можна також визначати за формулою (7.12).

Поклавши в ній $K$ =0, одержимо вираз

$$R_e(T) = \exp\left\{ -\left[ \frac{T \cdot \Gamma\left(1 + \frac{1}{b_e}\right)}{T_e} \right]^{b_e} \right\}. \tag{7.13}$$

в якому параметр форми $b_e$ відповідно до (4.10) визначається за формулою

$$b_e = \frac{1{,}126}{v_e} + \frac{0{,}011}{v_c^2} - 0{,}137. \tag{7.14}$$

Величина $R_c(t)$ визначає імовірність того, що за період $T$ не наступить стан, при якому подальше відновлення працездатності системи стане вже неможливим через відсутність резервних елементів. Імовірність того, що в будь-який момент часу система не буде знаходитися в стані відновлення при наявності резервних елементів, визначається величиною коефіцієнта готовності $K_г$.

Імовірність того, що ще не витрачені резервні елементи і система не знаходиться в стані відновлення, визначається добутком зазначених вище імовірностей і є комплексним показником надійності резервованих способом заміщення систем, що називають коефіцієнтом оперативної готовності $K_{ог}(T)$

$$K_{ог}(T) = K_г \cdot R_c(T). \tag{7.15}$$

Величина цього показника відповідає заданому інтервалу часу роботи $T$, зі збільшенням якого коефіцієнт оперативної готовності монотонно зменшується. З його допомогою можна визначити середнє число працездатних машин до кінця періоду $T$

$$N_p(T) = N \cdot K_{ог}(T),$$

де $N$ – загальна кількість машин.

**Послідовність розв’язування задачі.**

Вихідні статистичні дані про наробіток між відмовами $t_i$ і часу відновлення $t_{вi}$ системи (машини), що складається з трьох умовних елементів (агрегатів) з послідовним з’єднанням (рис. 7.1. а) вибирають з табл. 7.1. Вони повинні містити задану кількість наробітків системи між відмовами $t_i$, і таку ж кількість значень часу відновлення $t_{вi}$.

Далі, використовуючи обрані статистичні дані, за формулами (7.1), (7.2) і (7.3) визначають показники надійності системи: середній наробіток на відмову $T_0$, середній час відновлення $T_в$, і коефіцієнт готовності $K_г$. Коефіцієнт готовності $K_г$ припускає можливість необмеженого числа відновлень (або запасних елементів).

Таблиця 7.1

Статистичні дані про наробітки між відмовами і часу відновлення системи

| № з/п | Наробіток між відмовами $t_{oi}$, годин | | | | | Час відновлення $t_{вi}$, годин | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | 41 | 20 | 97 | 104 | 53 | 2,1 | 2,4 | 8,6 | 5,6 | 4,3 |
| 1 | 88 | 76 | 302 | 176 | 12 | 6,3 | 7,0 | 2,3 | 2,8 | 8,2 |
| 2 | 34 | 84 | 168 | 28 | 96 | 5,5 | 3,6 | 7,0 | 5,0 | 3,7 |
| 3 | 205 | 72 | 28 | 136 | 173 | 3,4 | 5,4 | 10,2 | 3,3 | 4,7 |
| 4 | 44 | 80 | 35 | 192 | 306 | 2,5 | 5,6 | 6,4 | 6,9 | 7,7 |
| 5 | 67 | 224 | 111 | 260 | 79 | 1,3 | 3,4 | 10,2 | 2,2 | 3,9 |
| 6 | 93 | 224 | 319 | 188 | 56 | 1,9 | 4,9 | 2,8 | 5,8 | 12,1 |
| 7 | 133 | 216 | 107 | 32 | 39 | 7,5 | 3,4 | 9,4 | 1,5 | 11,0 |
| 8 | 84 | 360 | 148 | 248 | 16 | 3,5 | 1,1 | 13,4 | 3,9 | 8,7 |
| 9 | 37 | 112 | 49 | 196 | 201 | 6,6 | 1,8 | 1,6 | 11,6 | 5,4 |

На наступному етапі проводять оцінку надійності системи на заданий період часу $T$ у випадку, коли число можливих відновлень обмежено кількістю наявних резервних елементів. Вихідні дані для такої оцінки вибирають з табл. 7.2.

Таблиця 7.2

Вихідні дані про надійність об'єктів

| № з/п | Коефіцієнти варіації наробітку до відмови | | | Середні наробітки до відмови, годин | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $v_{e1}$ | $v_{e2}$ | $v_{e3}$ | $T_{e1}$ | $T_{e2}$ | $T_{e3}$ |
| 0 | 0,4 | 0,5 | 0,6 | 200 | 500 | 300 |
| 1 | 0,5 | 0,4 | 0,7 | 400 | 200 | 300 |
| 2 | 0,6 | 0,5 | 0,8 | 500 | 400 | 200 |
| 3 | 0,4 | 0,7 | 0,5 | 200 | 300 | 500 |
| 4 | 0,5 | 0,8 | 0,4 | 400 | 500 | 200 |
| 5 | 0,6 | 0,4 | 0,7 | 300 | 200 | 400 |
| 6 | 0,4 | 0,6 | 0,8 | 500 | 300 | 200 |
| 7 | 0,5 | 0,6 | 0,8 | 300 | 500 | 400 |
| 8 | 0,6 | 0,4 | 0,5 | 500 | 200 | 400 |
| 9 | 0,8 | 0,4 | 0,7 | 200 | 400 | 500 |

За допомогою цих даних за формулою (7.14) визначають параметри $b_{e1}$, $b_{e2}$, $b_{e3}$, а потім за формулою (7.13) для заданого періоду $T = 100$ годин визначають імовірності безвідмовної роботи елементів системи $R_{e1}(T)$, $R_{e2}(T)$, $R_{e3}(T)$ і за формулою (4.4) – імовірність безвідмовної роботи нерезервованої системи $R_{нс}(T)$.

Потім з урахуванням знайдених значень $R_{e1}(T)$, $R_{e2}(T)$, $R_{e3}(T)$ відбирають найбільш раціональні варіанти (не менше двох) резервування системи заміщенням за допомогою трьох резервних елементів зі схем, приведених на рис. 7.2 таким чином, щоб забезпечити максимальну імовірність безвідмовної роботи системи. При виборі раціональних варіантів резервування слід розглядати в першу чергу схеми, що забезпечують резервування найменш надійних елементів системи.

Для відібраних варіантів схем, використовуючи формули (7.4) і (7.5), розраховують величини імовірності безвідмовної роботи системи, спочатку вважаючи, що резервні елементи утворять паралельне з'єднання з основними (постійне резервування). Порівнюючи альтернативні варіанти схем, вибирають остаточний варіант із найбільшою імовірністю безвідмовної роботи системи з постійним резервуванням і потім за формулами (7.10), (7.12) і (7.4) для обраного варіанта схеми резервування визначають імовірність безвідмовної роботи системи $R_c(T)$ при резервуванні заміщенням. Цей показник характеризує надійність системи при миттєвій заміні елементів, що відмовили – резервними.

За формулою (7.15) розраховують коефіцієнт оперативної готовності $K_{ог}(T)$, що враховує реальний час заміни елементів і обмеженість їх числа, і будують графіки зміни $K_{ог}(T)$ і $R_c(T)$ при збільшенні *T*. За графіком функції $K_{ог}(T)$ визначають період роботи $\tilde{T}$, що відповідає заданому значенню коефіцієнта оперативної готовності $\tilde{K}_{ог}$.

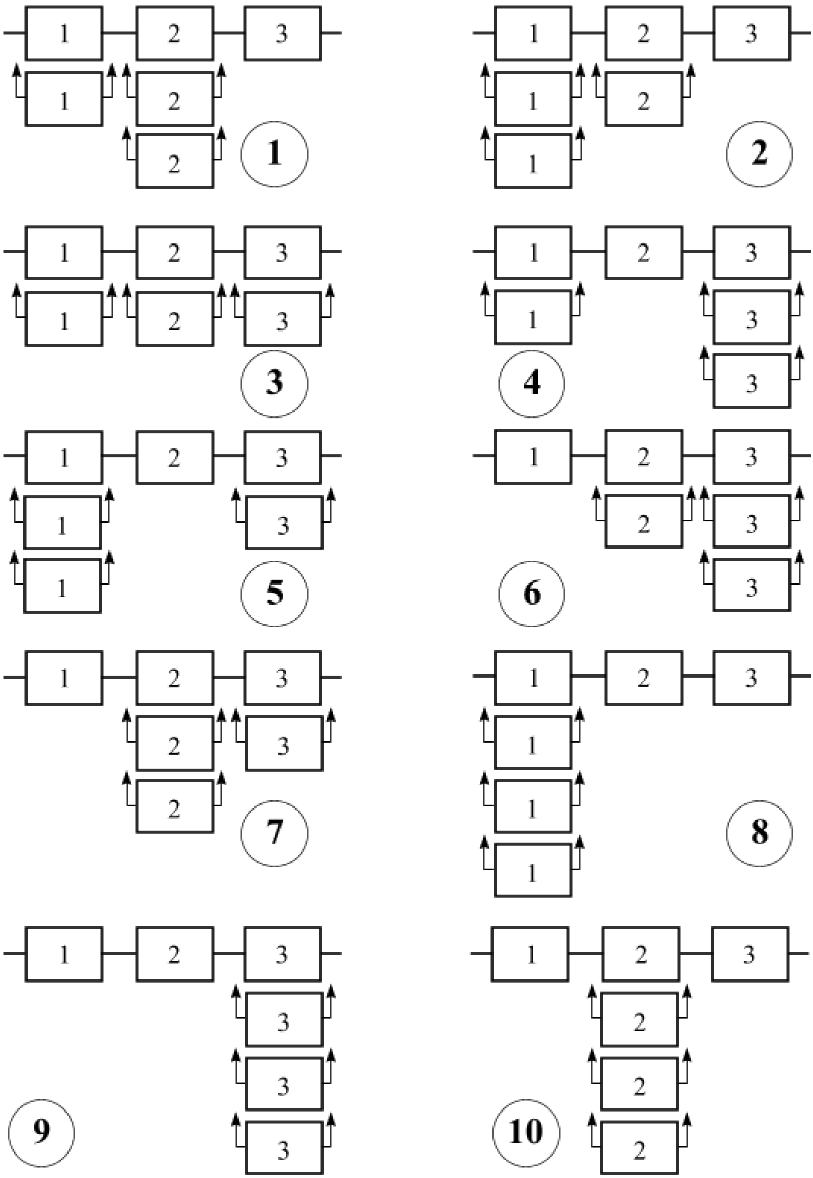



Рис. 7.2. Варіанти резервування елементів у системі

***Приклад 4.***

Таблиця 7.3

Вихідні дані до розрахунку коефіцієнта готовності

| Наробіток між відмовами $t_{oi}$, годин | 41 | 76 | 168 | 136 | 306 | 67 | 244 | 107 | 248 | 201 | $\sum t_i = 1594$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Час відновлення $t_{вi}$, годин | 2,1 | 7,0 | 5,0 | 4,7 | 3,6 | 3,4 | 6,9 | 10,2 | 5,8 | 1,8 | $\sum t_{вi} = 50{,}5$ |

***Розв'язок.***

Відповідно до формул (7.1), (7.2), (7.3):

- середній наробіток на відмову системи

$$T_o = \frac{\sum_{i=1}^{n_0} t_i}{n_o} = \frac{1594}{10} = 159{,}4 \text{ години;}$$

- середній час відновлення

$$T_в = \frac{\sum_{i=1}^{n_0} t_{вi}}{n_o} = \frac{50{,}5}{10} = 5{,}05 \text{ годин}$$

Коефіцієнт готовності

$$K_г = \frac{T_o}{T_o + T_в} = \frac{159{,}4}{159{,}4 + 5{,}05} = 0{,}969.$$

Таблиця 7.4

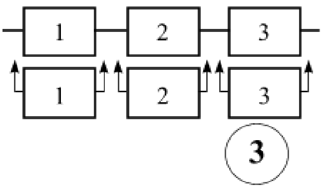
Вихідні дані та результати розрахунків імовірності безвідмовної роботи елементів

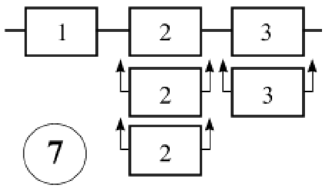
| № елемента | $T_e$, год | $v_e$ | $b_e$ | $\Gamma\left(1+\dfrac{1}{b_e}\right)$ | $R_e(100)$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 450 | 0,5 | 2,16 | 0,8856 | 0,9706 |
| 2 | 200 | 0,7 | 1,49 | 0,9033 | 0,7364 |
| 3 | 400 | 0,6 | 1,77 | 0,8900 | 0,9324 |

Імовірність безвідмовної роботи нерезервованої системи

$$R_{нс}(100) = 0{,}9706 \cdot 0{,}7364 \cdot 0{,}9324 = 0{,}6664.$$

Альтернативні варіанти постійного резервування




Імовірність безвідмовної роботи за варіантом 3:

$$R_{C1} = 1-(1-0{,}9706)^2 = 0{,}9991;$$
$$R_{C2} = 1-(1-0{,}7364)^2 = 0{,}9305;$$
$$R_{C3} = 1-(1-0{,}9324)^2 = 0{,}9954;$$
$$R_C^* = 0{,}9991 \cdot 0{,}9305 \cdot 0{,}9954 = 0{,}9254.$$

Імовірність безвідмовної роботи за варіантом 7:

$$R_{C2} = 1-(1-0{,}7364)^3 = 0{,}9817;$$
$$R_C^* = 0{,}9706 \cdot 0{,}9817 \cdot 0{,}9954 = 0{,}9485.$$

Для варіанту 7, у якого $R_C^*$ вище, розраховуємо імовірність безвідмовної роботи при резервуванні заміщенням.

Для другого елемента при $K$=2 за формулою (7.10) визначаємо параметр форми

$$b_2 = \frac{1{,}126}{0{,}7}\sqrt{3} + \frac{0{,}011}{0{,}49}\cdot 3 - 0{,}137 = 2{,}72.$$

Значення гамма-функції з таблиці (додаток 4)

$$\Gamma\left(1 + \frac{1}{2{,}72}\right) = 0{,}8893.$$

Імовірність безвідмовної роботи з формули (7.12)

$$R_{c2}(100) = \exp\left\{-\left[\frac{100\cdot 0{,}8893}{200\cdot 3}\right]^{2{,}72}\right\} = 0{,}9945.$$

Для третього елемента при $K$=1 маємо

$$b_3 = \frac{1{,}126}{0{,}6}\sqrt{2} + \frac{0{,}011}{0{,}36}\cdot 2 - 0{,}137 = 2{,}58; \qquad \Gamma\left(1 + \frac{1}{2{,}58}\right) = 0{,}8879;$$

$$R_{c2}(100) = \exp\left\{-\left[\frac{100\cdot 0{,}8879}{400\cdot 2}\right]^{2{,}58}\right\} = 0{,}9966.$$

Імовірність безвідмовної роботи системи при $T$ = 100 годин

$$R_c(100) = 0{,}9706\cdot 0{,}9945\cdot 0{,}9966 = 0{,}962.$$

Коефіцієнт оперативної готовності

$$K_{ог}(100) = 0{,}969\cdot 0{,}962 = 0{,}9322.$$

Величини $R_c$ і $K_{ог}$ при значеннях $T$ = 150 годин і $T$ = 200 годин розраховуємо аналогічно і заносимо в табл. 7.5.

Таблиця 7.5

Результати розрахунків $R_c$ і $K_{ог}$ до прикладу

| $T$, год | 0 | 100 | 150 | 200 |
|---|---|---|---|---|
| $R_{c1}$ | 1 | 0,9706 | 0,9308 | 0,8751 |
| $R_{c2}$ | 1 | 0,9945 | 0,9834 | 0,9640 |
| $R_{c3}$ | 1 | 0,9966 | 0,9903 | 0,9796 |
| $R_c$ | 1 | 0,9620 | 0,9065 | 0,8264 |
| $K_{ог}$ | 0,969 | 0,9322 | 0,8784 | 0,8008 |

Будуємо графіки $R_c$ і $K_{ог}$ у функції $T$ та визначаємо період роботи, що відповідає заданому значенню $\tilde{K}_{ог} = 0{,}9$: $T$ = 130 год (рис. 7.3). На графіку наносимо постійний рівень $K_г = 0{,}969$.

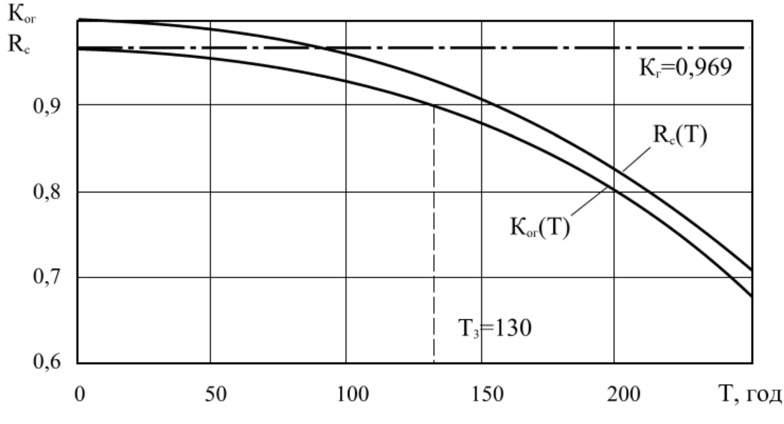



Рис. 7.3. Графіки імовірності безвідмовної роботи системи і коефіцієнта оперативної готовності.

Одержані показники комплексно характеризують надійність системи, що ремонтується.

При виконанні практичної роботи вибрати вихідні дані з таблиць 7.1 і 7.2 (по рядках) і використовувати варіанти резервування з рис. 7.2.

# РЕКОМЕНДОВАНА ЛІТЕРАТУРА


1. Гранкін С. Г., Малахів В. С., Черновол М. І., Черкну В. Ю. Надійність сільськогосподарські техніки : підручник. Київ : «Урожай», 1998. 205 с.

2. Канарчук В. Є. Надійність машин: підручник / В. Є. Канарчук, С. К. Полянський, М. М. Дмитрієв. Київ: Либідь, 2003. 424 с.

3. Форнальчик Є. Ю., Оліскевич М. С., Мастикаш О. Л., Пельо Р. А. Технічна експлуатація та надійність автомобілів: навч. посіб. Львів: Афіша, 2004. 492с.

4. Грабар І.Г. Основи надійності машин: навч. пос. Житомир : ЖІТІ, 1998. 298 с.

5. Клімов С. В. Теорія експлуатаційної надійності машин в задачах та прикладах : навч. посіб. Рівне : НУВГП, 2008, 142 с.

6. Ружило З. В., Мельник В. І., Новицький А. В., Ревенко Ю. І., Бистрий О. М., Попик П. С., Мельник В.І. Надійність машин та обладнання. Частина 2. Ремонтування машин та відновлення деталей: навчальний посібник. Київ : НУБіП України, 2023. 309 с.

7. Хітров І. О., Гавриш В. С. Кристопчук М. Є. Корнієнко В. Я. Ресурсо- та енергозбереження : навч. посіб. Рівне : НУВГП, 2014. 103 с.

8. Bertsche B. Reliability in Automotive and Mechanical Engineering : Determination of Component and System Reliability. Germany : Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2008. P. 492.

9. Mashadi B., Crolla D. Vehicle powertrain systems United Kingdom : John Wiley & Sons, 2012. P. 538.

## Додаток 1

Квантиль порядку $\gamma$ нормального розподілу випадкової величини $U_\gamma$

| $\gamma$ | $U_\gamma$ | $\gamma$ | $U_\gamma$ | $\gamma$ | $U_\gamma$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 0,50 | 0 | 0,68 | 0,486 | 0,86 | 1,080 |
| 0,51 | 0,025 | 0,69 | 0,496 | 0,87 | 1,126 |
| 0,52 | 0,050 | 0,70 | 0,524 | 0,88 | 1,175 |
| 0,53 | 0,075 | 0,71 | 0,553 | 0,89 | 1,226 |
| 0,54 | 0,100 | 0,72 | 0,583 | 0,90 | 1,282 |
| 0,55 | 0,126 | 0,73 | 0,613 | 0,91 | 1,341 |
| 0,56 | 0,151 | 0,74 | 0,643 | 0,92 | 1,405 |
| 0,57 | 0,176 | 0,75 | 0,674 | 0,93 | 1,476 |
| 0,58 | 0,202 | 0,76 | 0,706 | 0,94 | 1,555 |
| 0,59 | 0,228 | 0,77 | 0,739 | 0,95 | 1,645 |
| 0,60 | 0,253 | 0,78 | 0,772 | 0,96 | 1,751 |
| 0,61 | 0,279 | 0,79 | 0,806 | 0,97 | 1,888 |
| 0,62 | 0,306 | 0,80 | 0,842 | 0,975 | 1,960 |
| 0,63 | 0,332 | 0,81 | 0,878 | 0,98 | 2,054 |
| 0,64 | 0,358 | 0,82 | 0,915 | 0,99 | 2,326 |
| 0,65 | 0,385 | 0,83 | 0,954 | 0,995 | 2,572 |
| 0,66 | 0,412 | 0,84 | 0,994 | 0,999 | 3,100 |
| 0,67 | 0,440 | 0,85 | 1,036 | | |

## **Додаток 2**

Квантиль закону розподілу Вейбула ( $H^{B}_{(1-\gamma)}$ )

| 1-$\gamma$ | Параметр $m$ | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 0,9 | 1,0 | 1,1 | 1,2 | 1,3 | 1,4 | 1,5 | 1,6 | 1,7 | 1,8 | 1,9 | 2,0 | 2,5 | 3,0 | 3,5 | 4,0 |
| 0,01 | 0,01 | 0,01 | 0,02 | 0,02 | 0,03 | 0,04 | 0,05 | 0,06 | 0,07 | 0,08 | 0,09 | 0,10 | 0,16 | 0,22 | 0,27 | 0,32 |
| 0,03 | 0,02 | 0,03 | 0,04 | 0,05 | 0,07 | 0,08 | 0,10 | 0,11 | 0,13 | 0,14 | 0,16 | 0,18 | 0,25 | 0,31 | 0,37 | 0,42 |
| 0,05 | 0,04 | 0,05 | 0,07 | 0,08 | 0,10 | 0,12 | 0,14 | 0,16 | 0,17 | 0,19 | 0,21 | 0,23 | 0,31 | 0,37 | 0,43 | 0,48 |
| 0,07 | 0,05 | 0,07 | 0,09 | 0,11 | 0,13 | 0,15 | 0,17 | 0,19 | 0,21 | 023 | 0,25 | 0,27 | 0,35 | 0,42 | 0,47 | 0,52 |
| 0,10 | 0,08 | 0,11 | 0,13 | 0,15 | 0,18 | 0,20 | 0,22 | 0,25 | 0,27 | 0,29 | 0,31 | 0,33 | 0,41 | 0,47 | 0,53 | 0,57 |
| 0,15 | 0,14 | 0,17 | 0,19 | 0,23 | 0,25 | 0,29 | 0,30 | 0,33 | 0,35 | 0,38 | 0,40 | 0,42 | 0,50 | 0,56 | 0,60 | 0,63 |
| 0,20 | 0,19 | 0,22 | 0,26 | 0,29 | 0,32 | 0,34 | 0,37 | 0,39 | 0,41 | 0,44 | 0,45 | 0,47 | 0,55 | 0,61 | 0,65 | 0,69 |
| 0,25 | 0,25 | 0,29 | 0,33 | 0,36 | 0,39 | 0,41 | 0,44 | 0,46 | 0,48 | 0,50 | 0,52 | 0,54 | 0,61 | 0,66 | 0,70 | 0,73 |
| 0,30 | 0,32 | 0,36 | 0,39 | 0,42 | 0,45 | 0,48 | 0,50 | 0,53 | 0,55 | 0,56 | 0,58 | 0,60 | 0,66 | 0,71 | 0,75 | 0,77 |
| 0,35 | 0,40 | 0,44 | 0,47 | 0,50 | 0,53 | 0,55 | 0,57 | 0,59 | 0,61 | 0,62 | 0,64 | 0,66 | 0,71 | 0,75 | 0,74 | 0,81 |
| 0,40 | 0,47 | 0.51 | 0,54 | 0,57 | 0,60 | 0,62 | 0,64 | 0,66 | 0,67 | 0,69 | 0,70 | 0,72 | 0,76 | 0,80 | 0,83 | 0,85 |
| 0,45 | 0,57 | 0,60 | 0,63 | 0,66 | 0,68 | 0,69 | 0,71 | 0,73 | 0,74 | 0,75 | 0,76 | 0,76 | 0,81 | 0,84 | 0,86 | 0,88 |
| 0,50 | 0,67 | 0,69 | 0,72 | 0,74 | 0,75 | 0,77 | 0,78 | 0,80 | 0,81 | 0,82 | 0,83 | 0,83 | 0,86 | 0,89 | 0,90 | 0,91 |
| 0,55 | 0,79 | 0,81 | 0,82 | 0,84 | 0,85 | 0,85 | 0,86 | 0,87 | 0,88 | 0,89 | 0,90 | 0,91 | 0,91 | 0,93 | 0,94 | 0,95 |
| 0,60 | 0,91 | 0,92 | 0,92 | 0,93 | 0,94 | 0,94 | 0,94 | 0,95 | 0,95 | 0,95 | 0,96 | 0,96 | 0,97 | 0,97 | 0,98 | 0,98 |
| 0,65 | 1,07 | 1,06 | 1,05 | 1,05 | 1,04 | 1,04 | 1,03 | 1,03 | 1,03 | 1,03 | 1,03 | 1,03 | 1,02 | 1,02 | 1,02 | 1,02 |
| 0,70 | 1,23 | 1,20 | 1,18 | 1,17 | 1,15 | 1,14 | 1,13 | 1,12 | 1,12 | 1,11 | 1,10 | 1,10 | 1,08 | 1,06 | 1,05 | 1,05 |
| 0,75 | 1,45 | 1,40 | 1,36 | 1,33 | 1,30 | 1,27 | 1,25 | 1,23 | 1,22 | 1,21 | 1,20 | 1,18 | 1,14 | 1,11 | 1,10 | 1,09 |
| 0,80 | 1,70 | 1,61 | 1,54 | 1,49 | 1,44 | 1,41 | 1,37 | 1,35 | 1,32 | 1,30 | 1,29 | 1,27 | 1,21 | 1,17 | 1,15 | 1,13 |
| 0,85 | 2,11 | 1,96 | 1,84 | 1,74 | 1,67 | 1,61 | 1,55 | 1,51 | 1,47 | 1,45 | 1,32 | 1,39 | 1,31 | 1,25 | 1,21 | 1,18 |
| 0,90 | 2,53 | 2,30 | 2,13 | 2,00 | 1,90 | 1,81 | 1,74 | 1,68 | 1,63 | 1,59 | 1,55 | 1,52 | 1,40 | 1,32 | 1,27 | 1,23 |

## Додаток 3

Квантиль порядку $\beta$ нормального розподілу випадкової величини $U_\beta$

| $\beta$ | $U_\beta$ | $\beta$ | $U_\beta$ | $\beta$ | $U_\beta$ |
|---|---|---|---|---|---|
| 0,50 | 0 | 0,68 | 0,486 | 0,86 | 1,080 |
| 0,51 | 0,025 | 0,69 | 0,496 | 0,87 | 1,126 |
| 0,52 | 0,050 | 0,70 | 0,524 | 0,88 | 1,175 |
| 0,53 | 0,075 | 0,71 | 0,553 | 0,89 | 1,226 |
| 0,54 | 0,100 | 0,72 | 0,583 | 0,90 | 1,282 |
| 0,55 | 0,126 | 0,73 | 0,613 | 0,91 | 1,341 |
| 0,56 | 0,151 | 0,74 | 0,643 | 0,92 | 1,405 |
| 0,57 | 0,176 | 0,75 | 0,674 | 0,93 | 1,476 |
| 0,58 | 0,202 | 0,76 | 0,706 | 0,94 | 1,555 |
| 0,59 | 0,228 | 0,77 | 0,739 | 0,95 | 1,645 |
| 0,60 | 0,253 | 0,78 | 0,772 | 0,96 | 1,751 |
| 0,61 | 0,279 | 0,79 | 0,806 | 0,97 | 1,888 |
| 0,62 | 0,306 | 0,80 | 0,842 | 0,975 | 1,960 |
| 0,63 | 0,332 | 0,81 | 0,878 | 0,98 | 2,054 |
| 0,64 | 0,358 | 0,82 | 0,915 | 0,99 | 2,326 |
| 0,65 | 0,385 | 0,83 | 0,954 | 0,995 | 2,572 |
| 0,66 | 0,412 | 0,84 | 0,994 | 0,999 | 3,100 |
| 0,67 | 0,440 | 0,85 | 1,036 | | |

**Додаток 4**

Значення гамма-функції Г (х)

| Х | Г(х) | Х | Г (х) | Х | Г(х) | Х | Г(х) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1,00 | 1,00 | 1,23 | 0,91 | 1,46 | 0,89 | 1,69 | 0,91 |
| 1,01 | 0,99 | 1,24 | 0,91 | 1,47 | 0,89 | 1,70 | 0,91 |
| 1,02 | 0,99 | 1,25 | 0,91 | 1,48 | 0,89 | 1,71 | 0,91 |
| 1,03 | 0,98 | 1,26 | 0,90 | 1,49 | 0,89 | 1,72 | 0,91 |
| 1,04 | 0,98 | 1,27 | 0,90 | 1,50 | 0,89 | 1,73 | 0,92 |
| 1,05 | 0,97 | 1,28 | 0,90 | 1,51 | 0,89 | 1,74 | 0,92 |
| 1,06 | 0,97 | 1,29 | 0,90 | 1,52 | 0,89 | 1,75 | 0,92 |
| 1,07 | 0,96 | 1,30 | 0,90 | 1,53 | 0,89 | 1,76 | 0,92 |
| 1,08 | 0,96 | 1,31 | 0,90 | 1,54 | 0,89 | 1,77 | 0,92 |
| 1,09 | 0,96 | 1,32 | 0,90 | 1,55 | 0,89 | 1,78 | 0,93 |
| 1,10 | 0,95 | 1,33 | 0,89 | 1,56 | 0,89 | 1,79 | 0,93 |
| 1,11 | 0,95 | 1,34 | 0,89 | 1,57 | 0,89 | 1,80 | 0,93 |
| 1,12 | 0,94 | 1,35 | 0,89 | 1,58 | 0,89 | 1,81 | 0,93 |
| 1,13 | 0,94 | 1,36 | 0,89 | 1,59 | 0,89 | 1,82 | 0,94 |
| 1,14 | 0,94 | 1,37 | 0,89 | 1,60 | 0,89 | 1,83 | 0,94 |
| 1,15 | 0,93 | 1,38 | 0,89 | 1,61 | 0,90 | 1,84 | 0,94 |
| 1,16 | 0,93 | 1,39 | 0,89 | 1,62 | 0,90 | 1,85 | 0,95 |
| 1,17 | 0,93 | 1,40 | 0,69 | 1,63 | 0,90 | 1,86 | 0,95 |
| 1,18 | 0,92 | 1,41 | 0,89 | 1,64 | 0,90 | 1,87 | 0,95 |
| 1,19 | 0,92 | 1,42 | 0,89 | 1,65 | 0,90 | 1,88 | 0,96 |
| 1,20 | 0,92 | 1,43 | 0,89 | 1,66 | 0,90 | 1,89 | 0,96 |
| 1,21 | 0,92 | 1,44 | 0,89 | 1,67 | 0,90 | 1,90 | 0,96 |
| 1,22 | 0,91 | 1,45 | 0,89 | 1,68 | 0,91 | 1,91 | 0,97 |
| 1,92 | 0,97 | 1,96 | 0,98 | 2,00 | 1,00 | 4,00 | 6,00 |
| 1,93 | 0,97 | 1,97 | 0,99 | 2,50 | 1,33 | | |
| 1,94 | 0,98 | 1,98 | 0,99 | 3,00 | 2,00 | | |
| 1,95 | 0,98 | 1,99 | 0,99 | 3,50 | 3,32 | | |

# Додаток 5

## Значення інтеграла імовірностей

| Значення F(X) | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| X | Соті частки X | | | | | | | | | |
| | 0,00 | 0,01 | 0,02 | 0,03 | 0,04 | 0,05 | 0,06 | 0,07 | 0,08 | 0,09 |
| 0,0 | 0,5000 | 0,5040 | 0,5080 | 0,5120 | 0,5160 | 0,5199 | 0,5239 | 0,5279 | 0,5319 | 0,5359 |
| 0,1 | 0,5398 | 0,5438 | 0,5478 | 0,5517 | 0,5557 | 0,5596 | 0,5616 | 0,5675 | 0,5714 | 0,5753 |
| 0,2 | 0,5793 | 0,5832 | 0,5871 | 0,5910 | 0,5948 | 0,5987 | 0,6026 | 0,6064 | 0,6103 | 0,6141 |
| 0,3 | 0,6179 | 0,6217 | 0,6255 | 0,6293 | 0,6331 | 0,6368 | 0,6406 | 0,6443 | 0,6480 | 0,6517 |
| 0,4 | 0,6554 | 0,6591 | 0,6628 | 0,6664 | 0,6700 | 0,6736 | 0,6772 | 0,6808 | 0,6844 | 0,6879 |
| 0,5 | 0,6915 | 0,6950 | 0,6985 | 0,7019 | 0,7054 | 0,7088 | 0,7123 | 0,7157 | 0,7190 | 0,7224 |
| 0,6 | 0,7257 | 0,7291 | 0,7324 | 0,7357 | 0,7389 | 0,7422 | 0,7454 | 0,7486 | 0,7517 | 0,7549 |
| 0,7 | 0,7580 | 0,7611 | 0,7642 | 0,7673 | 0,7704 | 0,7734 | 0,7764 | 0,7794 | 0,7823 | 0,7852 |
| 0,8 | 0,7881 | 0,7910 | 0,7939 | 0,7967 | 0,7995 | 0,8023 | 0,8051 | 0,8078 | 0,8106 | 0,8133 |
| 0,9 | 0,8159 | 0,8186 | 0,8212 | 0,8238 | 0,8264 | 0,8289 | 0,8315 | 0,8340 | 0,8365 | 0,8389 |
| 1,0 | 0,8413 | 0,8438 | 0,8461 | 0,8485 | 0,8508 | 0,8531 | 0,8554 | 0,8577 | 0,8599 | 0,8621 |
| 1,1 | 0,8643 | 0,8665 | 0,8686 | 0,8708 | 0,8729 | 0,8749 | 0,8770 | 0,8790 | 0,8810 | 0,8830 |
| 1,2 | 0,8849 | 0,8869 | 0,8888 | 0,8907 | 0,8925 | 0,8944 | 0,8962 | 0,8980 | 0,8997 | 0,9015 |
| 1,3 | 0,9032 | 0,9049 | 0,9066 | 0,9082 | 0,9099 | 0,9115 | 0,9131 | 0,9147 | 0,9162 | 0,9177 |
| 1,4 | 0,9192 | 0,9207 | 0,9222 | 0,9236 | 0,9251 | 0,9265 | 0,9279 | 0,9292 | 0,9306 | 0,9319 |
| 1,5 | 0,9332 | 0,9345 | 0,9357 | 0,9370 | 0,9382 | 0,9394 | 0,9406 | 0,9418 | 0,9429 | 0,9441 |
| 1,6 | 0,9452 | 0,9463 | 0,9474 | 0,9484 | 0,9495 | 0,9505 | 0,9515 | 0,9525 | 0,9535 | 0,9545 |
| 1,7 | 0,9554 | 0,9564 | 0,9573 | 0,9582 | 0,9591 | 0,9599 | 0,9608 | 0,9616 | 0,9625 | 0,9633 |
| 1,8 | 0,9641 | 0,9649 | 0,9656 | 0,9664 | 0,9671 | 0,9678 | 0,9686 | 0,9693 | 0,9699 | 0,9706 |
| 1,9 | 0,9713 | 0,9719 | 0,9726 | 0,9732 | 0,9738 | 0,9744 | 0,9750 | 0,9756 | 0,9761 | 0,9767 |
| 2,0 | 0,9772 | 0,9778 | 0,9783 | 0,9788 | 0,9793 | 0,9798 | 0,9803 | 0,9808 | 0,9812 | 0,9817 |
| 2,1 | 0,9821 | 0,9826 | 0,9830 | 0,9834 | 0,9838 | 0,9842 | 0,9846 | 0,9850 | 0,9854 | 0,9857 |
| 2,2 | 0,9861 | 0,9864 | 0,9868 | 0,9871 | 0,9875 | 0,9878 | 0,9881 | 0,9884 | 0,9887 | 0,9890 |
| 2,3 | 0,9893 | 0,9896 | 0,9898 | 0,9901 | 0,9904 | 0,9906 | 0,9909 | 0,9911 | 0,9913 | 0,9916 |
| 2,4 | 0,9918 | 0,9920 | 0,9922 | 0,9925 | 0,9927 | 0,9929 | 0,9931 | 0,9932 | 0,9934 | 0,9936 |
| 2,5 | 0,9938 | 0,9940 | 0,9941 | 0,9943 | 0,9945 | 0,9946 | 0,9948 | 0,9949 | 0,9951 | 0,9952 |
| 2,6 | 0,9953 | 0,9955 | 0,9956 | 0,9957 | 0,9959 | 0,9960 | 0,9961 | 0,9962 | 0,9963 | 0,9964 |
| 2,7 | 0,9965 | 0,9966 | 0,9967 | 0,9968 | 0,9969 | 0,9970 | 0,9971 | 0,9972 | 0,9973 | 0,9974 |
| 2,8 | 0,9974 | 0,9975 | 0,9976 | 0,9977 | 0,9977 | 0,9978 | 0,9979 | 0,9979 | 0,9980 | 0,9981 |
| 2,9 | 0,9981 | 0,9982 | 0,9982 | 0,9983 | 0,9984 | 0,9984 | 0,9985 | 0,9985 | 0,9986 | 0,9986 |
| 3,0 | 0,9987 | 0,9987 | 0,9987 | 0,9988 | 0,9988 | 0,9989 | 0,9989 | 0,9989 | 0,9990 | 0,9990 |
| 3,1 | 0,9990 | 0,9991 | 0,9991 | 0,9991 | 0,9992 | 0,9992 | 0,9992 | 0,9992 | 0,9993 | 0,9993 |
| 3,2 | 0,9993 | 0,9993 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9995 | 0,9995 | 0,9995 |
| 3,3 | 0,9995 | 0,9995 | 0,9995 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9997 |
| 3,4 | 0,9997 | 0,0007 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9998 |

# Додаток 6

Імовірнісний листок для визначення параметрів закону Вейбулла-Гнеденко