

## 1. Оптимізаційні моделі для превентивного обслуговування

Система ТОіР із превентивними ремонтами (РМ - preventivemaintenance) відноситься до стратегії використання устаткування по нормативу і представляє послідовність запланованих періодичних РМ - ремонтів, графік яких порушується випадково проведеними післявідмовними коригувальними ремонтами (СМ - correctivemaintenance). Модель ТОіР для даної стратегії розглянута Диллоном [2, 3]. Вона заснована на марковських процесах переходу з інтенсивностями  $\lambda$ ,  $\lambda_p$ ,  $\mu$ ,  $\mu_p$  із працездатного справного стану (G, рис. 1.1) у фазу РМ- або СМ- ремонту (і назад).

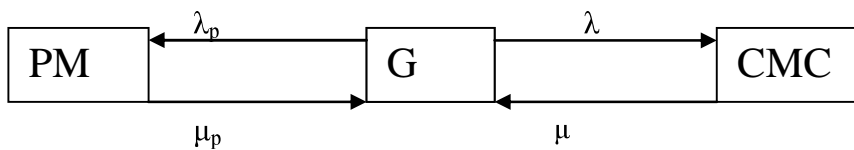


Рис. 1.1. Схема моделі для превентивного обслуговування

Інспектування при такій стратегії покликане знизити кількість СМ - ремонтів, взявши на себе частину витрат на ТОіР.

### 1.1 Мінімізація часу простоїв

Загальний час простоїв може бути виражений в такий спосіб:

$$TDT = n_i \cdot T_i + \frac{m \cdot T_b}{n_i}, \quad (1.1)$$

де  $n_i$ — число інспекцій в одиницю часу (частота інспекцій);

$T_i$  і  $T_b$  - час, витрачений, відповідно, на інспектування і на відновлення після відмови;

$m$ - постійна, пов'язана з особливостями технічної системи.

Цілком очевидно, що загальний час простоїв  $TDT$  пропорційний частоті і часу інспекцій (1, рис. 1.2). Не зовсім ясно, на перший погляд, за рахунок чого частота інспекцій сприяє зменшенню величини  $TDT$  (2, рис. 1.2). Це може пояснюватися вищевказаним зниженням числа відмов, що можливо, коли інспектування (ревізія), поряд з контролем параметрів технічного стану,

супроводжується терміновим ремонтом змінних елементів. Така ситуація безумовна не для будь-якої технічної системи, зокрема, не завжди дана модель працює стосовно до механічних систем у металургії. Для них під час інспектування слід робити заміну змащення, регулювання вузлів, підтягування кріплення, тобто дії, «зм'якшуючі» умови експлуатації. У такому регламенті дана модель придатна для механічного устаткування промислових виробництв.

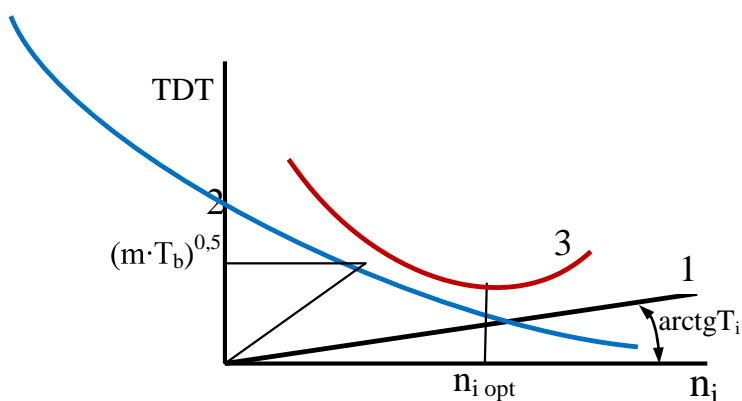


Рис. 1.2. Графічна інтерпретація моделі простоїв (1.1)

Дослідивши функцію  $TDT(n_i)$  на мінімум (3, рис. 1.2), одержують оптимальне значення частоти інспекцій [2]:

$$n_{opt} = \sqrt{\frac{m \cdot T_b}{T_i}} \quad (1.2)$$

Позначивши відносний час ремонтів, як  $T_r = T_b/T_i$  одержуємо оптимальний міжінспекційний інтервал:

$$\delta_{opt} = (m \cdot T_r)^{-0.5} \quad (1.3)$$

Друга модель простоїв, запропонована в [2], являє собою суму питомого часу на ремонт  $DT_b$  і на інспектування  $DT_i$ :  $TDT = DT_b + DT_i$ . Звідки

$$TDT = \frac{\lambda}{\mu} + \frac{n_i}{\theta} \quad (1.4)$$

де  $\theta$ - інтенсивність часу виходу з фази інспектування.

Графік даного рівняння подібний графіку 3 (рис. 1.2). Дорівнявши нулю похідну  $\frac{d(TDT)}{dn_i} = 0$ , одержуємо залежність для визначення оптимальної частоти інспекцій:

$$\frac{d\lambda}{dn_i} = \frac{\mu}{\theta} = \frac{T_i}{T_b} = \frac{1}{T_r}. \quad (1.5)$$

Порівняно просте розв'язання даного рівняння можна одержати для експонентного закону наробітку на відмову, коли його інтенсивність представлена у вигляді [2]:

$$\lambda = \frac{1}{T_0} \exp(-n_i), \quad (1.6)$$

де  $T_0$  – встановлений термін служби при відсутності ТОіР.

Тут підтримується основне положення першої моделі про позитивний вплив інспекцій: зі збільшенням їх частоти інтенсивність відмов падає, а наробіток росте. Як і для першої моделі, слід звернути увагу, що дане положення слухне не для всіх деградаційних процесів, а лише для тих, які контролюються по прямій діагностичній ознаці (зношування, вібрація). Процес накопичення втомних ушкоджень контролюється по непрямим ознаках, тому в цьому випадку позитив від інспекцій слабшає.

З рівняння (1.6) одержуємо:

$$n_{opt} = \ln\left(\frac{\theta}{\mu \cdot T_0}\right) \quad \text{або} \quad \delta_{opt} = \left(\ln \frac{T_r}{T_0}\right)^{-1}. \quad (1.7)$$

Дана форма зручна, тому що дозволяє одержати відносний інтервал  $\delta_{opt}^r$ , прийнявши  $T_0=1$  (модель дійсна при  $T_r/T_0 > 1$ ).

## 1.2 Мінімізація інтенсивності витрат на ТОіР

Оцінивши загальні (усі) втрати від простоїв в одиницю часу  $c_m$ , баланс інтенсивності витрат представляємо як [2]:

$$c = c_m - \frac{c_m \cdot n_i}{\theta} - \frac{c_m \cdot \lambda}{\mu} - \frac{n_i \cdot c_i}{\theta} - \frac{c_{pc} \cdot \lambda}{\mu}, \quad (1.8)$$

де  $c_i$  і  $c_{pc}$  – питомі витрати на проведення одного акту, відповідно, інспекції і ремонту.

Величина, що перебуває в лівій частині даного рівняння являє собою невраховану частину інтенсивності втрат і, фактично, є характеристикою ризику експлуатації, пов'язану з упущеною вигодою і соціальними наслідками [7].

Продиференціювавши рівняння (1.8), позначивши відносну вартість ремонтних витрат, як  $c_r = (c_m + c_{pc}) / (c_m + c_i)$  одержуємо оптимальний міжінспекційний інтервал:

$$\delta_{opt} = \frac{1}{\ln \frac{T_r \cdot c_r}{T_0}}. \quad (1.9)$$

Ясно, що інтервали, визначені по (1.7) і по (1.9) не збігаються. Враховуючи, що  $T_r > 1$ ,  $c_r > 1$ , то оптимальний міжінспекційний інтервал, визначений по моделі мінімуму інтенсивності витрат буде менше, ніж величина  $\delta_{opt}$ , визначена по моделі мінімуму часу простоїв. Однак, подібне співвідношення, як буде показано нижче, дотримується не для всіх моделей.

Зв'язок міжінспекційного інтервалу з заданим терміном служби  $T_0$  знайдено в роботі [8] з умови постійності інтенсивності витрат на ТОіР  $c_1$  для експонентного закону надійності:

$$\delta_{opt} = \left( 2T_0 \frac{c_i}{c_1} \right)^{1/2}. \quad (1.10)$$

Враховуючи, що частка витрат на інспектування  $c_i$  незначна в загальних витратах  $c_1$ , використовуючи прийняті позначення, дана формула може бути перетворена до виду, зручного для порівняння:

$$\delta_{opt} = \left( \frac{2T_0}{c_r} \right)^{1/2}. \quad (1.11)$$

Із графіків залежностей (1.9) і (1.11) для відносних періодів  $\delta_{opt}^r$  можна вважати, що розбіжність між двома моделями незначна (рис. 1.3). Чим дорожче ремонт, чим менше вартість інспекції, тим частіше можна її проводити. При величинах  $c_r > 20-30$  оптимальна відносна величина міжінспекційного періоду перестає суттєво залежати від цього фактора. Для об'єктів, що визначають безпеку виробництва, у яких висока відносна вартість ремонту  $c_r > 80-100$  оптимальний відносний інтервал становить  $\delta_{opt}^r = 0,15-0,20$ . Таким чином, для механічних систем промислового виробництва, дотримуючись даних моделей, можна рекомендувати 3 - 6 інспекцій за весь термін служби. Подібний результат також отриманий для моделей, заснованих на імовірностно-фізичних інтерпретаціях деградаційного процесу [9].

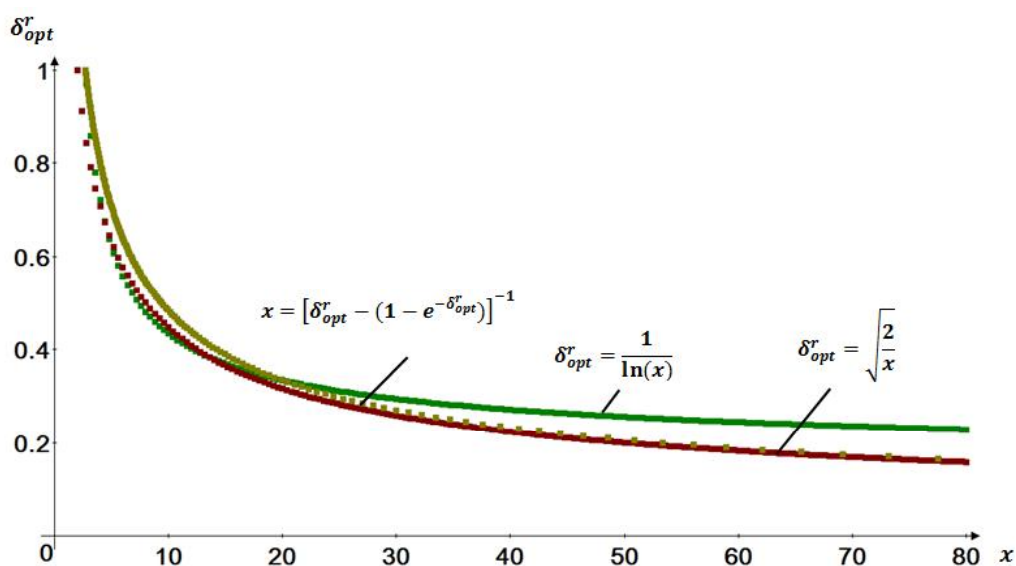


Рис.1.3. Графіки для оптимальних відносних міжінспекційних інтервалів  $\delta_{opt}^r$ , отримані для моделі (1.9) ( $x=T_r \cdot c_r$ ), (1.11) ( $x=c_r$ ), а також для моделі (1.21) ( $x=c_r$ )

У своїй першій TDT-моделі (1.1) - (1.4) Диллон не пояснює, як вибирати постійну  $m$ . З порівняння двох моделей стає ясно, що вона має розмірність квадрата частоти експлуатаційних подій, залежачи від частоти інспекцій  $n_i$ . Внаслідок цього, використання моделі (1.1) проблематичне для механічних систем, у яких значний час простоїв від відмов, коли  $T_b \gg T_i$ .

### 1.3 Імовірісно - вартісні моделі для оптимізації режимів ТОіР

У багатьох експлуатаційних практиках операції інспектування, діагностичного контролю, ревізії є складовою частиною профілактик, при яких здійснюється відновлення системи. Періодичні інспекції визначають обсяг попереджувальних ремонтів. У такій ситуації періодичність ремонтів і інспекцій збігаються і можна скористатися відомими рішеннями для знаходження інтервалів профілактичних (превентивних) ремонтів.

Імовірісно–вартісна модель у загальному випадку представляє суму добутоків імовірності  $P_k(t_j)$  перебування системи у фазі технічного стану в момент часу контролю  $t_j$  і «вартості» перебування системи в даній фазі  $C_k$ :

$$\tilde{N}(t) = \sum_k P_k(t_j) \cdot C_k. \quad (1.12)$$

Імовірність, що змінюється в часі,  $P_k(t_j)$  відіграє тут роль вагового коефіцієнта. Оскільки вона зв'язана згодом (фактично, маючи розмірність імовірність/час), знайдені по (1.12) витрати  $C$  отримують зміст питомих витрат  $c$ , тобто витрат за час експлуатації  $t_j$ . У статистичному аспекті зворотньою до функції  $P_k(t_j)$  є функція розподілу часу перебування об'єкта у відповідній фазі технічного стану. Так, для функції надійності зворотньою є функція розподілу наробітку на відмову  $T(P)$  або функція розподілу довговічностей  $T_p$ . Однак, визначати функцію витрат  $C$  через функцію  $(T_p)^{-1}$ , поставлену у формулу (1.12) замість  $P_k(t_j)$ , принципово можливо тільки, якщо експлуатаційна модель представлена не більш, ніж двома фазами технічного стану, що утворюють повну групу подій. Хоча результати розрахунків не будуть однакові.

Якщо не інтерпретувати технічний стан різними його фазами, то для питомих витрат використовується залежність  $c(t) = C_p / T_p$ , де в чисельнику розташовані загальні витрати на відновлення [1]. Крім обмеженості застосування, серед незручностей слід зазначити її апостеріорний характер і неявність наявності екстремума. Адже не ясно, як буде зростати число післявідмовних ремонтів і витрат на них при збільшенні строку експлуатації. Даний підхід придатний для оцінки оптимальності експлуатаційних стратегій, але не для оптимізації параметрів режимів ТОіР.

У найпоширенішому випадку стан технічної системи описується двома фазами: превентивного ремонту, де питомі витрати  $c_p$  і коригувального ремонту, з питомими витратами  $c_c$ , у яких відображені і наслідки відмов. У порівнянні зі схемою моделі для превентивного обслуговування, представленої

на рис. 1.1, у цьому випадку фази G (справний стан) і PM (профілактика) об'єднані. Тому для них величиною  $P_p(t_j)$  є імовірність безвідмовної роботи системи  $P(t)$ , а імовірність перебування у фазі коригувального ремонту  $P_c(t_j)$  відповідає імовірності відмови, тобто  $P_c(t_j) = 1 - P(t)$ . Тоді (1.12) буде виглядати як:

$$C(t) = C_p(t) + C_c(t) = P(t) \cdot C_p + [1 - P(t)] \cdot C_c. \quad (1.13)$$

Щоб одержати потрібну для оптимізації функцію інтенсивності витрат, слід це вираження розділити на середнє значення наробітку на відмову на інтервалі від 0 до максимального встановленого часу експлуатації  $T_0$ , в якості якого для даного завдання вибирається міжремонтний (міжінспекційний) інтервал  $\delta$  [8, 10]:

$$c(t) = c_p(t) + c_c(t) = \frac{P(t) \cdot C_p + [1 - P(t)] \cdot C_c}{\int_0^{\delta} P(t) dt}. \quad (1.14)$$

Величина інтеграла, що стоїть в знаменнику цього вираження, виявляється трохи менше верхньої межі  $\delta$ , а для нормованого часу  $\lambda_t < 2$  його можна ухвалювати рівним  $\delta$ .

Графіки складових функції інтенсивності витрат  $c_p(t)$  та  $c_c(t)$  симетричні горизонтальній лінії, що проходить через крапку  $0.5c_p$  при рівності  $c_p = c_c$ , тобто якщо відносні витрати, які в цьому випадку зручно позначати, як  $c_r = c_c/c_p$  рівні одиниці (рис. 1.4). У такій ситуації функція витрат постійна ( $c_c = c_p = c = const$ ) і оптимізації не підлягає. У дійсності для механічних систем  $c_p < c_c$ , функції  $c_p(t)$  та  $c_c(t)$  убивають і зростають із різною інтенсивністю, а їх сумарна функція буде мати мінімум у крапці їх перетинання, яка відповідає  $\delta_{opt}$ . Чим більше величина  $c_r$ , тим менше інтервал  $\delta_{opt}$  і тим крутіше восхідна галузь графіка  $c(t)$ . У принципі, при  $c_p \ll c_c$  можлива ситуація, коли  $\delta_{opt} \rightarrow 0$ .

Якщо в інтегралі (1.14) не обмежувати верхню межу, то через нього можна знайти середній ресурс  $T_0$ , який реалізується для системи, що не обслуговується

$$T_0 = \int_0^{\infty} P(t) dt. \quad (1.15)$$

Якщо система періодично обслуговується з інтервалом  $\delta$ , її ресурс зростає відповідно до вираження [2]:

$$T_{0p} = \frac{\int_0^{\delta} P(t) dt}{1 - P(\delta)}. \quad (1.16)$$

У знаменнику цього вираження перебуває імовірність відмови системи до кінця міжінспекційного інтервалу. Чим вона менше, тим ресурс регулярно відновлюваної системи вище.

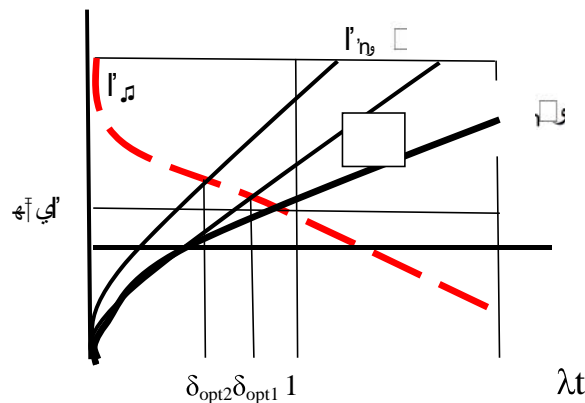


Рис. 1.4. Графіки інтенсивності витрат на профілактичні (пунктир) і післявідмовні (суцільні) відновлення для різних відносних вартостей  $c_r$

Щоб відчуті ефективність наведених моделей, розглянемо систему із двох паралельно і одночасно працюючих елементів, з яких одного досить для функціонування об'єкта. Інтенсивність потоку відмов становить  $\lambda=0.1 \text{ років}^{-1}$ , а відносна вартість непланового ремонту -  $c_r=20$ . Функція надійності для системи такої конфігурації буде:

$$P(t) = 2 \exp(-\lambda t) - \exp(-2\lambda t). \quad (1.17)$$

Апроксимація інтеграла в (1.14) дає середній наробіток на відмову за експлуатаційний цикл (до кінця інтервалу  $\delta$ ), який виглядає як:

$$T_{\delta} = \frac{3}{2\lambda} - \frac{2}{\lambda} \exp(-\lambda\delta) + \frac{1}{2\lambda} \exp(-2\lambda\delta). \quad (1.18)$$

Тоді для систем, що не обслуговуються,  $T_0=3/(2\lambda)$ .

Рішення для мінімуму функції  $c(t)$  при використанні функції надійності у вигляді закону Вейбулла - Гнеденко протабульовані для відносного інтервалу  $\delta_{opt}^r$ . Вони є в спеціальній літературі. У загальному виді мінімум визначається



графічно побудовою функції  $c(t)$ . Отриманий таким чином для розглянутого прикладу оптимальний інтервал становить  $\delta_{opt}=3$  роки [10]. При цьому імовірність безвідмовної роботи буде  $P_p=0.929$ , ресурс системи, що необслуговується, складе  $T_0=15$  років, а системи, що обслуговується з оптимальним інтервалом -  $T_{op}=43$  роки. Отже, відносний оптимальний інтервал становить  $\delta_{opt}^r = 3/15=0.2$ , що відповідає наведеним вище рекомендаціям. Якщо збільшити  $\delta$  до 8 років, то інтенсивність витрат зросте в 1,24 рази, а ресурс, що обслуговується, знизиться до  $T_{op}=23,4$  роки. Таким чином, оптимальна стратегія ТОіР дає не тільки скорочення витрат на них, але і сприяє продовженню строку експлуатації системи, що ще більш вигідно.

### 1.3.1 Модель «резервного часу»

Дана модель інспектування (backupmodel) запропонована для стратегій ТОіР, де розглядаються три фази технічного стану, одна з яких (В-фаза) розташована між працездатною (G-фаза) і непрацездатною (D-фаза) [11]. Фактично, тут передбачається функціонування технічної системи в проміжній фазі, модель для якої була запропонована в 60-х роках Барлоу [12]. Оцінити приналежність об'єкта до В-фази або G-фази можливо тільки шляхом контрольної перевірки, тому при ТОіР активно використовується технічне діагностування. Отже, зростає актуальність процедур контролю (checking), як ростуть і витрати на них  $C_i$ . Передбачається, що наявний дефект веде до несправності технічної системи, але вона може функціонувати в такій фазі якийсь резервний час (букв. - зворотне - backwardtime). Тоді в цій ситуації з'являється можливість зекономити на ремонтних витратах, що мають інтенсивність  $c_c$  (losscost). Знаючи середній наробіток на відмову  $T_0$ , ремонтні витрати повинні б скласти величину рівну  $c_c \cdot T_0$ . Баланс витрат  $C(t)$  обумовлений постійним лінійним ростом планованих ремонтних витрат разом з витратами на контроль  $C_i$  і економією цих витрат на тимчасовому відрізку  $\delta=t_j - t_{j-1}$  між інспекціями  $j$ , яка стримується імовірністю відмови  $F(j\delta)$  [11]:

$$\tilde{N}(t) = (C_i - c_n \cdot \delta) \sum_{j=1}^{\infty} F(j\delta) + c_n \cdot T_0. \quad (1.19)$$

Виходячи з цих передумов запропоновано 3 варіанта інспекційних режимів: періодичний, з міжінспекційними інтервалами, що зменшуються, (послідовний) і рандомізований. Для перших двох режимів параметром інспекційної моделі є відношення  $C_i/c_c$ , що має розмірність часу. Для

періодичного режиму оптимальний інтервал  $\delta$  буде постійним при експонентному законі надійності визначається з рівняння:

$$\delta = T_0(1 - e^{-\delta/T_0}) - C_i / c_n. \quad (1.20)$$

Дане рівняння можна представити як:

$$\frac{\delta}{T_0} - (1 - e^{-\delta/T_0}) = \frac{C_i}{c_c \cdot T_0} = \frac{1}{T_0 \cdot c_r}, \quad (1.21)$$

з якого при  $T_0=1$  можна знайти оптимальний відносний інтервал  $\delta_{opt}^r$ . Графічна інтерпретація даної моделі свідчить, що її використання дає результати, близькі моделям (1.9), (1.11) (рис. 1.3).

Для послідовного режиму міжінспекційний інтервал  $\delta_j = t_j - t_{j-1}$  визначається з рівняння:

$$\frac{F(t_j) - F(t_{j-1})}{f(t_j)} = t_j - t_{j-1} - \frac{C_i}{c_c}, \quad (1.22)$$

де  $F(t)$  та  $f(t)$ - відповідно імовірність і щільність імовірності розподілу наробітку на відмову.

Аналогічна модель, хоча і з інших передумов, отримана в роботі [8]. Для першого міжінспекційного інтервалу  $t_{j-1}=0$ , а  $\delta_1=t_1$ . Враховуючи, що при експонентному законі розподілу часу наробітку на відмову  $f(t) = \frac{\exp(-t/T_0)}{T_0}$ , дана модель для  $\delta_1$  стає ідентичною моделі строго періодичних інспекцій (1.20). По результату використання наведених алгоритмів впливає, що дата першої інспекції становить  $\delta_1=(0,2 - 0,4)T_0$ , збільшуючись із ростом її вартості  $C_i$  [11].

Рандомізований алгоритм інспектування призначений для багаторежимних умов експлуатації [11].

#### **1.4 Можливості економіко-статистичних оптимізаційних моделей для ТОіР механічних систем промислових виробництв**

Економіко-статистичні моделі, де критеріями оптимізації виступають максимізація функції готовності, а також мінімізація простоїв і питомих витрат на ТОіР, досить широко освітлені в літературі по надійності [2 - 4, 10]. Незважаючи на це, вони ще не знаходять належного їм застосування в практиці

ТОiP технологічного устаткування, залишаючи місце більш комфортній, але більш витратній системі планово-попереджувальних ремонтів (ППР). Якоюсь мірою її поширеність пов'язана з організаційними факторами: система ППР допускає проведення ремонтів одночасно для устаткування всього технологічного комплексу, що важливо для безперервних процесів виробництва. При цьому дотримується твердий графік планування. Використання оптимізаційних моделей припускає відхід від цього принципу, а їх результативність у рамках системи ППР виражається в зниженні витрат на ТОiP на кілька десятків відсотків. Більш ефективно їх використання при системі обслуговування по технічному стану. Однак, необхідно створювати устаткування під подібне обслуговування. Однією з вимог якого є резервування елементів технічної системи. Завдяки цьому ТОiP проводиться для окремих підсистем, виходячи з розв'язання оптимізаційних моделей. Крім цього, передбачається коректне використання розглянутих моделей, що має кілька аспектів.

1. Процедура інспектування припускає, що виявлений у процесі контролю дефектний елемент технічної системи буде замінений при інспектуванні. У такій постановці працюють моделі Диллона. Це актуально для незначних, але порівняно частих відмов. Чи навряд, можлива подібна короткострокова заміна дорогого елемента, відмова якого сполучена з істотними наслідками (з високим ризиком). А саме подібні дефекти різного ступеня небезпеки зустрічаються при діагностуванні технологічного устаткування.

2. Основна передумова, що обумовлює можливість процедури оптимізації, пов'язана з монотонним ростом з часом експлуатації імовірності відмови і аналогічним зниженням імовірності безвідмовної роботи. Подібно цьому поводяться функції інтенсивності післявідмовних і профілактичних відновлень. Внаслідок взаємовпливу конкуруючих процесів обслуговування функція інтенсивності загальних витрат  $c(t)$  не є монотонною, маючи мінімум, відповідний до оптимального інтервалу відновлень. Зі зростанням відносної вартості післявідмовного відновлення, яка є параметром функції  $c(t)$ , оптимальний інтервал відновлень знижується. Це може привести до ситуації, коли відпаде доцільність оптимізації.

Концепція інспекцій, що суміщають обстеження об'єкта і його превентивний ремонт, вдала, у першу чергу, для електронних технічних систем, де регулярно виходять із ладу дрібні елементи низького ризику експлуатації, і ремонт їх оперативний, не вимагає багатьох місяців підготовки. Також така концепція актуальна для технічних систем, які відновлюються шляхом регулювань, настроювань. У такій ситуації безперечна ідея Диллона про продовження вихідного ресурсу за рахунок регулярних профілактик.

Безумовно, підтримка необхідних параметрів зубчастих зачеплень сприяє тривалій експлуатації редуктора. Однак, складно представити, як регулярні огляди (навіть діагностування) можуть вплинути на накопичення втомних ушкоджень у силових елементах конструкцій.

Викладені економіко-статистичні моделі застосовні для тих механічних систем, у яких переважають відмови невідповідальних елементів, що ведуть до несправного стану. Такі елементи, як правило, не розраховуються при проектуванні, а вибираються конструктивно. До цієї ж категорії відносяться вузли, працездатність яких складно спрогнозувати розрахунково. Це, наприклад, елементи футеровок і охолоджувальних систем, робочі органи машин для переробки сипучих матеріалів (дробарки, млини, змішувачі й т. п.). Основою моделей є функція надійності, яку звичайно одержують шляхом **вивчення** об'єкта в процесі експлуатації (апостеріорно). Це пов'язано з тимчасовими витратами і додатковими витратами матеріальних засобів, які не завжди враховуються в алгоритмах оптимізації.

3. Поява мінімуму на графіку функції витрат на ТОіР багато в чому пов'язане з ваноподібною формою функції інтенсивності відмов  $\lambda(t)$  [8], на якій спостерігаються 3 характерних ділянки: *I* - зниження інтенсивності відмов (іноді званий фазою «згоряння» - burn-in), *II* – стала фаза, *III*- прискорення потоку відмов (фаза катастрофічного зношування - wear-out) (рис. 1.5). Подібна поведінка функції  $\lambda(t)$  безумовна для електронних технічних систем, а також для технічних систем, у яких відмови обумовлені S - подібною кінетикою процесів, що ушкоджують. Зокрема, до таких відносяться процеси зношування. Крива зношування має початкову ділянку приробляння, де швидкість зношування вище, чим на сталій ділянці, але нижче, чим при катастрофічному зношуванні. На цій підставі ваноподібна форма кривої  $\lambda(t)$  була поширена на механічні технічні системи, що дало можливість застосовувати для них математико-статистичні моделі, отримані для електронних систем. Суб'єктивними факторами наявності первісної ділянки інтенсивних відмов є неякісне складання машини (дефекти усуваються на стадії експлуатації) і невідповідність персоналу (для устаткування нового типу можливі помилки в правилах експлуатації).

Фахівці, що займаються загальною теорією надійності, звертали увагу на різницю в поведінці експлуатаційних показників електронних і механічних систем. Для останніх може мати місце експонентна форма кривої  $\lambda(t)$  (рис. 1.5) [10]. Вона обумовлена важкими відмовами, які відбуваються внаслідок процесів, що ушкоджують, з монотонною кінетикою (втома, перевантаження).

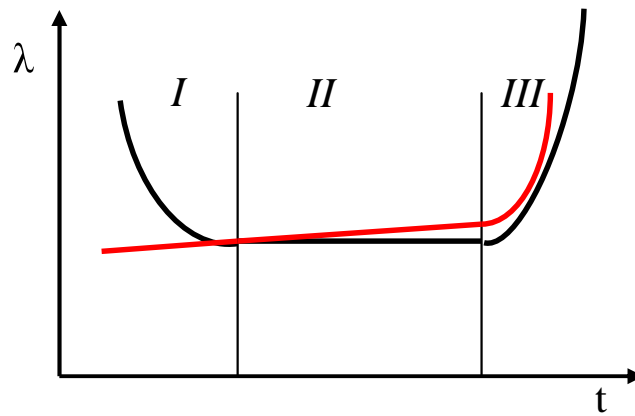


Рис. 1.5. Фази інтенсивності потоку відмов для електронних (суцільна) і механічних (пунктир) систем

4. Оптимізаційні алгоритми засновані на теоремах теорії відновлення про монотонне зростання інтенсивності післяаварійних ремонтів (СМ) і монотонне убивання інтенсивності профілактичних ремонтів (РМ) [8]. Найбільш задовільно цьому відповідають моделі марковських перехідних процесів, що передбачають 2 фази технічного стану (працездатне - непрацездатне, справне - несправне), а також дискретність переходу з однієї фази в іншу [9]. Це припускає раптовість відмов. Насправді, практично, усі відмови мають поступовий характер. Але головний недолік такого підходу полягає в тому, що слідуючи йому, залишковий ресурс залежить лише від останнього стану об'єкта, і не залежить від історії експлуатації, що також не цілком виправдано.

Підводячи підсумок сказаного, слід зазначити, що більшість економіко-статистичних моделей оптимізації термінів служби або інспекцій мають імовірнісний характер. Вони слушні, якщо збитки від простоїв порівнянні з вартістю ремонтів, а витрати на інспектування значно менше їх. Допускається поява відмов, важливо лише, щоб їх частота була економічно виправдана. Разом із цим, у механічних системах промислових виробництв є базові і відповідальні елементи, відмова яких небажана (неприпустима), оскільки пов'язаний з наслідками, тобто експлуатованих з високим ризиком. Використання таких елементів до нормативного терміну служби економічно не вигідне, тому що залишається невиробленим, як правило, більш половини технічного ресурсу. Доцільно експлуатувати їх до передвідмовного стану, контролюючи його діагностичні параметри. Якщо в розглянутих моделях змінити в зазначеному аспекті вартісно-імовірнісні пропорції, то моделі стануть мало придатними (нечутливими) для розв'язання оптимізаційного завдання. До того ж економіко-статистичні моделі оперують із параметрами надійності **всієї** системи (у цілому), а необхідно одержувати інформацію про

залишковий ресурс окремих елементів, після чого поєднувати їх у єдиний комплексний показник.

Ще один мотив, що обмежує дію економіко - статистичних моделей, пояснюється складністю (іноді неможливістю) одержання представницької вибірки для встановлення типу і параметрів закону розподілу часу наробітку на відмову. Усе це підтверджує необхідність переходу до моделей ТОіР на основі імовірно- фізичних підходів, що враховують природу і параметри деградаційного процесу.

## 2. Оптимізаційні моделі для обслуговування по технічному стану

### 2.1 Послідовний режим інспектування для мультидеградаційних процесів

Для стратегій ТОіР, орієнтованих на зниження ризику, актуальні інспекційні режими зі зменшуваним інтервалом  $\delta_j$  після кожної інспекції  $j=1...N$ :

$$\delta_j = t_j - t_{j-1} = \alpha^{j-1} \cdot \delta_1 \text{ або } t_j = \sum_{j=1}^N \alpha^{j-1} \delta_1, \quad (2.1)$$

де  $0 < \alpha < 1$  - основа прогресії, звичайно приймаєма  $\alpha = 0,8...0,97$  [4, 13].

Нерівномірність міжінспекційних інтервалів логічна, тому що при підході до граничного стану впевнене прогнозування можливе на короткий період, що вимагає частішого контролю. Тоді ризик є визначальним чинником у зниженні міжінспекційних інтервалів [13]. Передумовою до такого рішення є доведена теорема про монотонне зменшення інтервалів  $\delta_j$ , як ознаки оптимальності стратегії обслуговування [8].

Завдання визначення інспекційного режиму зводиться до визначення, у першу чергу, оптимального інтервалу першої інспекції  $\delta_{1opt}$ . Це завдання схоже на оптимізацію строку експлуатації до відновлення. Вона вирішується з умови мінімізації функції витрат на експлуатацію  $C(t)$  за час  $t$  [13]:

$$C(t) = C_i n_i + C_p P_p + C_c P_c + c_m \cdot TDT, \quad (2.2)$$

де  $C_i < C_p < C_c$  - вартість, відповідно, інспекції, профілактичного і післяаварійного ремонтів;

$n_i$  - середня кількість інспекцій за час експлуатаційного циклу;

$c_m$  – збитки за час простоїв;

$TDT$  - середній час простоїв за експлуатаційний цикл;

$P_p = 1 - p_c$  - імовірність того, що цикл експлуатації об'єкта закінчиться профілактичним ( $P_p$ ) або післяаварійним ( $P_c$ ) ремонтом.

У цілому, бажано, щоб дотримувалася нерівність  $P_p > P_c$ , якщо тільки не використовується суцільно післявідмовна стратегія (corrective policy). Враховуючи, що величина  $c_m$ , по суті, являє собою ризик, то останній доданок визначає загальний збиток.

Знаючи рівняння кожного з деградаційних процесів, що ушкоджують,  $y(t)$ , маючи найменше значення діагностичних параметрів  $[Y]$ , визначають моменти першої інспекції  $\delta_1$ . Для кожного деградаційного процесу також відома гранична величина  $Y_0$ , що забезпечує наявність допусків, що випереджають, як по параметрах  $\Delta_Y = Y_0 - [Y]$ , так і по терміну служби  $\Delta_T = T_0 - \delta_1$ . У результаті цього на підставі моделі (2.2) одержують функцію витрат  $C(\delta_1, [Y])$ , яка досліджується на мінімум. При одержанні даної функції «частотні» співмножники рівняння (2.2) -  $n_i$ ,  $TDT$ ,  $P_p$ ,  $P_c$  визначались за допомогою імовірностно-фізичних, а не математико-статистичних методів. Кожний із цих співмножників враховує дію кожного деградаційного процесу, поєднуючи їх на цьому етапі (кроці) алгоритму в єдиний мультидеградаційний процес.

Реалізуючи розроблений 6 - 8 кроковий ітераційний алгоритм, одержують сімейство оптимумів  $(\delta, [Y]_1, [Y]_2, \dots, [Y]_j)$ , з якого вибирається той, що забезпечує найбільшу імовірність  $P_p$  (рис. 2.1, б) [13]. Об'єднання дії декількох деградаційних процесів на етапі знаходження мінімуму функції витрат робить алгоритм проф. Фама трохи громіздким, хоча і універсальним.

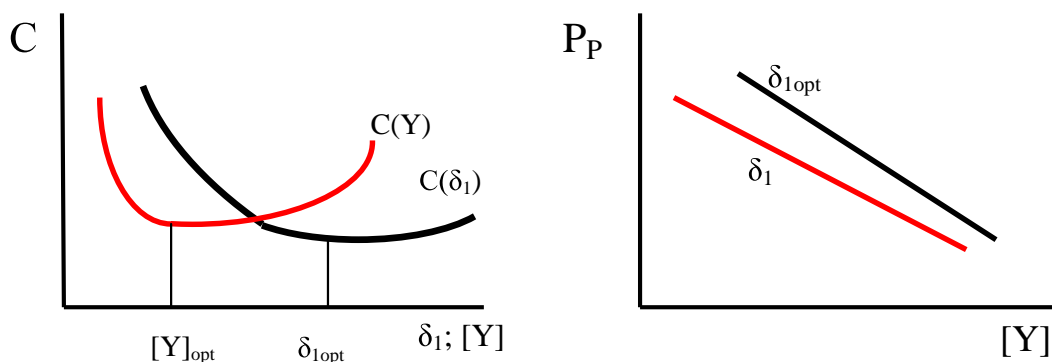


Рис. 2.1. Залежність витрат на ТОіР від міжінспекційного інтервалу  $\delta_1$  і найменшого передвідмовного значення діагностичного параметра  $[Y]$  (а), а також залежність імовірності профілактичного ремонту від фактора  $[Y]$  при незмінних параметрах  $\delta_j$

Для ситуації, коли об'єкт зазнає двох деградаційних процесів, один з яких є «шоковим», накопичувальної дії, графічне зображення функції витрат  $C(\delta_I, [Y])$  буде представляти вогнуту поверхню (рис. 2.1, а). Убивання функції  $C(Y)$  обумовлене тим, що збільшення параметра, що допускається,  $[Y]$  дає зниження частоти профілактичних ремонтів, а її зростання пов'язане зі збільшенням імовірності післявідмовних ремонтів  $P_c$ . Убивання функції  $C(\delta)$  відбувається за рахунок зниження витрат на інспектування, її зростання пояснюється тим, що збільшення періоду  $\delta_I$  спричиняє ріст параметра, що допускається,  $[Y]$ . А при цьому частішають післявідмовні ремонти (рис. 2.1, а). Середній час простоїв за експлуатаційний цикл  $TDT$  зростає, практично, пропорційно параметру  $[Y]$ .

Та обставина, що при визначенні режиму інспектування допуски, що випереджають, обираються в імовірнісному аспекті, фактично, свідчить про приналежність даної моделі до проміжної фази технічного стану між справним і непрацездатним станами. Представлення в рівнянні витрат деградаційних процесів у кінетичній формі відносить дану модель до гібридних моделей, що поєднують як математико-статистичні, так і імовірнісно-фізичні методи.

## 2.2 Моделі експлуатаційних режимів і витрат, що мінімізують ризик

У стратегіях обслуговування по фактичному стану ризик відіграє важливу (іноді і визначальну) роль у розробці режимів технічного обслуговування. Це привело до появи стратегії ТОіР з контролем ризику (RBI- riskbasedinspection) [14]. Її застосування дозволяє не збільшувати ризик у процесі експлуатації, який звичайно, навпаки, зростає з терміном служби, якщо застосовувати традиційні стратегії ТОіР (рис. 2.2) [14]. Концепція RBI розходиться з поширеною думкою про те, що надійність на стадії експлуатації не може бути вище проектної [15].

Таке положення слушне для технічних систем, що не обслуговуються. У стратегіях обслуговування по технічному стану (у тому числі і для RBI), завдяки активному використанню засобів технічної діагностики, вдається виявити частину дефектів на ранній стадії, не даючи їм перерости у відмову. За цей рахунок скорочується число поступових відмов  $N_p$ , які виникають у не діагностуємих об'єктах. У діагностуємих системах кількість поступових відмов  $N_{pd}$  залежить від закону імовірності виявлення дефекту  $P_d(t)$ :  $N_{pd}=N_p \cdot (1-P_d(t))$ . Загальний рівень надійності і безпеки зростає пропорційно частці поступових відмов у їхній сумі з раптовими відмовами.



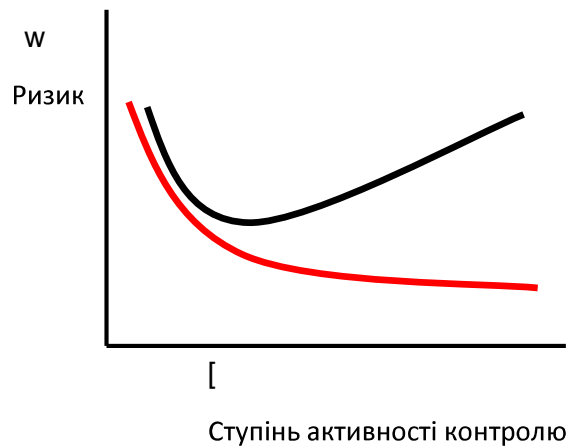


Рис. 2.2. Характер зміни ризику для стратегій ТОіР з використанням концепції RBI (суцільна) і без неї (пунктир) [50]

Концепція RBI, по суті, є методом системного аналізу, з якого можна встановити не тільки інтервал між інспекціями, але і їх зміст із алгоритмом знаходження необхідних показників технічного стану. Її застосування відноситься, переважно, до статичних конструкцій і допускає два протилежні підходи до визначення міжінспекційних інтервалів [16]. З одного боку, фахівці норвезької організації DNV для цієї мети пропонують використовувати розповсюджену в ризик-аналізі квадратну матрицю 5 порядку, тим самим сповідуючи нормативну стратегію (табл. 2.1).

Таблиця 2.1. Матриця ризиків (DNV 2009) для знаходження міжінспекційних інтервалів у роках [55]

Імовірність відмови	Вага відмови				
	Невизначена	Другорядна	Обмежена	Критична	Катастрофічна
$>10^{-2}$	0	4	2	1	1
$10^{-3} - 10^{-2}$	0	4	2	1	1
$10^{-4} - 10^{-3}$	0	0	4	2	2
$10^{-5} - 10^{-4}$	0	0	8	4	4
$<10^{-5}$	0	0	8	8	8

Фактично, матриця ризиків (добуток імовірності відмови на його вагу) звужено до розміру  $5 \times 3$ . Проте, не можна такий підхід зараховувати до чисто нормативної стратегії, оскільки контроль імовірності відмови, як діагностичного параметра припускає його ріст і, отже, зниження інтервалу з

максимальних 8 років до 1 року. До речі, не є незмінною і вага відмови, оскільки міняються його наслідки.

З іншого боку, згідно принципу практично досяжного низького рівня ризику (ALARPPinciple), проводиться аналіз між витратами і вигодою (cost-benefitanalysis), після чого встановлюється частота інспекцій. Очевидно, застосування подібного методу визначення інтервалів між відновленнями, характерного для превентивної стратегії, в умовах обслуговування по стану пояснюється вартістю інспектування, що як зростає, так і неприпустимістю відмов.

RBI - методологія, зародившись в 90-х роках минулого століття, була оформлена до початку XXI ст. у вигляді документа Американським інститутом нафти (API) стосовно для обслуговування посудин високого тиску. Втім, перші керівні принципи RBI, видані Центром дослідження і розвитку технологій Американського товариства інженерів-механіків (ASMECTRD), відносилися до атомних станцій, а також до устаткування потенційно небезпечних промислових виробництв [17]. Завдання продовження ресурсу промислового устаткування, розрахованого спочатку на 15-літній термін служби, розширили коло об'єктів, де використовуються принципи RBI. Відповідно до них розроблені інспекційні моделі містять, крім витрат від простоїв в одиницю часу (власне, ризику), ще і безрозмірний параметр ризику.

У концепції технічного обслуговування з неприйняттям ризику (riskaversionmaintenance) оптимізує рівняння представлене у вигляді функції корисності [18]:

$$U = \frac{1 - \exp(-\eta C)}{\eta}, \quad (2.3)$$

де  $0 < \eta < 1$  - міра неприйняття ризику або його параметр;

$C$  – витрати на ТОіР у грошовому вираженні.

Після перетворень результуюча функція питомих витрат виглядає як:

$$c = i + \frac{\lg \{1 + F(t) [\exp(\eta(C_{pc} - C_m)) - 1]\}}{\eta T_0}, \quad (2.4)$$

де  $i = C_m / T_0$  - ризик експлуатації;

$F(t)$  - імовірність відмови, знайдена по функції розподілу наробітку;

$T_0$  - математичне очікування часу роботи;

$C_{pc}$  та  $C_m$  – відповідно, витрати на безпосередньо відновлення після відмови та інші збитки, пов'язані з ним.

Як видно, тут загальні втрати від відмови розділені на дві частини. Мінімізуючи витрати по (2.4) одержують оптимальні строки до ремонтного впливу. Фактично, параметр ризику  $\eta$  у цій моделі відіграє роль допуску, що випереджує,  $\Delta T$ . Чим менше величина  $\eta$ , тим менше час наробітку на відмову по функції  $F(t)$  і, таким чином, параметр  $\eta$  зв'язаний імовірністю безвідмовної роботи. Тобто, ріст  $\eta$  дає збільшення імовірності відмови. Зниження величини  $\eta$  веде до збільшення оптимального часу експлуатації до заміни (інспекції) об'єкта.

Ще одна оптимізаційна модель сумарних витрат за експлуатаційний цикл виглядає в такий спосіб:

$$C(t) = N_i C_i + (C_{pc} + \delta \cdot i) \cdot \left[ N_i - \sum_j^{N_i} P_j(t) \right] \cdot (1 + \eta \delta), \quad (2.5)$$

де  $N_i = T_0 / \delta$  – число інспекцій за середній термін служби  $T_0$ ;

$P_j(t)$  – імовірність безвідмовної роботи за межінспекційний період  $\delta = t$ .

Графік даної функції в координатах  $C - \delta$  має форму кривої другого порядку з мінімумом, абсциса якого дорівнює величині  $\delta_{opt}$ . Ріст параметра  $\eta \rightarrow 1$  показує збільшення ризику, що веде до росту витрат  $C$  и скороченню міжінспекційного інтервалу  $\delta_{opt}$ . На жаль, у літературі не наведено рекомендацій з призначення параметра ризику  $\eta$ . Його ріст від 0 до 0,6 може привести до більш, ніж дворазового скорочення величини  $\delta_{opt}$ . Це веде до збільшення числа інспекцій  $N_i$ , яке, у свою чергу, сприяє збільшенню імовірності безвідмовної роботи  $P_j(t)$  при першій інспекції  $j=1$  і менш інтенсивному зниженню величин  $P_j(t)$  від інспекції до інспекції, де  $j=2, 3 \dots N_i$ .

### 2.3 DT- моделі для інспекційних режимів

Щоб подолати елементи схоластики економіко-статистичних методів, у них стали «вживляти» методи ризик-аналізу, які, у принципі, повинні відображати природу відмови. Наприклад, у розглянутих вище методах міститься, фактично, функція розподілу періоду живучості ( $F(t)$ ,  $P_j(t)$ ), яку проблематично встановити без використання методів механіки руйнування і аналізу навантаженості. Адже мова йде про об'єкти з якимось ризиком, у яких

за час експлуатації не набирається представницька вибірка результатів для обґрунтування виду функції живучості. Ознакою подібного переходу до імовірно-фізичних методів є також аналіз проміжної фази технічних станів. Тобто, при цьому здійснюється перехід від «марковської», 2-фазної класифікації технічних станів (працездатне - непрацездатне, справне - несправне) до класифікації, де враховуються додаткові ушкоджені стани.

Такій постановці завдання відповідають, так звані,  $D_t$ - моделі. Їхня назва (delaytime, буквально - затримка часу), мабуть, пояснюється тим, що з метою зниження часу простоїв і збільшення ступені виробітку ресурсу устаткування заміна його вузлів відбувається не відразу після виявлення дефекту, як це може бути при коригувальному обслуговуванні, а після його розвитку до критичного значення. Тобто, з деякою затримкою, яка обумовлена часом розвитку дефекту, який відповідає періоду живучості (рис. 2.3). Дана модель розроблена в 80-х роках Кристером, як один з інструментів для стратегії обслуговування по технічному стану. Фактично, тут розглядаються 3 фази технічного стану, одна з яких проміжна на шляху від працездатного стану до непрацездатного (unavailability) [16].

Ідея методу полягає в тому, що період до наступної інспекції  $\delta$  не може бути більше періоду живучості  $h$ :  $\delta < h$ . У подібних моделях час експлуатації  $t$  може виражатися за допомогою міжінспекційних інтервалів  $\delta$ . В основі алгоритму лежить функція відмов від часу експлуатації:

$$F(t) = \lambda \int_0^{\delta} (\delta - h) f(h) dh, \quad (2.6)$$

де  $\lambda$ - інтенсивність появи дефектів (визначається звичайно, як їх число за інтервал часу експлуатації  $t$ );

$f(h)$ - щільність розподілу часу живучості.

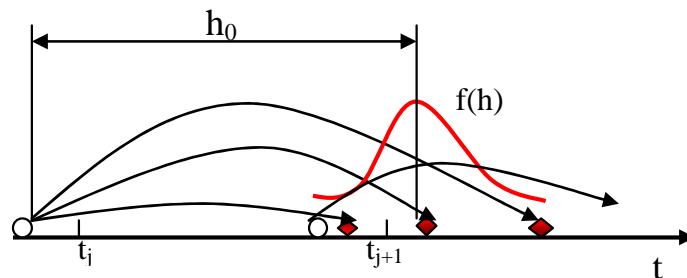


Рис. 2.3. Схеми  $D_t$ -моделі: виникнення дефекту (кружки), його розвиток (стрілки) протягом часу  $h$ , що приводить до відмов (ромби), а також строки інспекцій  $t_j$  та  $t_{j+1}$

Дане рівняння може також трактуватися, як число післявідмовних ремонтів, виходячи з інтенсивності відмов за середній термін служби  $T_0$ :  $N_f = \lambda \cdot h_0 = h_0 / T_0$  [16]. Тут позначений через  $h_0$  середній період живучості.

### 2.3.1 Мінімізація часу простоїв

Враховуючи час на інспектування  $T_i$  і час на ремонти  $T_p$ , одержуємо питомий (відносний) час простоїв за експлуатаційний цикл в імовірнісному аспекті [16]:

$$D(t) = \frac{T_i + \lambda \cdot \delta \cdot F(t) \cdot T_\delta}{\delta + T_i}. \quad (2.7)$$

У детермінованому аспекті маємо:

$$D(t) = \frac{T_i + T_\delta \cdot N_f}{\delta + T_i} = \frac{T_i + T_\delta \cdot \lambda \cdot \delta}{\delta + T_i}. \quad (2.8)$$

У цих моделях передбачається, що всі відмови будуть усунуті негайно, кожний - за час  $T_p$ . Якщо враховувати, що існують види дефектів, які не можна пропускати, а ремонти, що їх усувають, тривають час  $T_c > T_p$ , то формула (2.8) трансформується в:

$$D(t) = \frac{T_i + T_p \cdot N_f(\delta_{j-1}) + T_c \cdot N_c(\delta_j)}{T_i + \delta + T_c \cdot N_c(\delta_j)}, \quad (2.9)$$

де  $N_f(\delta_{j-1})$  - число відмов за експлуатаційний цикл  $j-1$ ;

$N_c(\delta_j)$  - очікуване число дефектів, виявлених при  $j$ -ой інспекції.

З ростом часу  $\delta$  знижується кількість і час простоїв. Це пояснюється зменшенням кількості інспекцій. Але в той же час зростає число раптових відмов за збільшений проміжок  $\delta$ , що веде до зростання функції  $D(t)$ . Оба фактора обумовлюють немонотонність її поведінки. Мінімум функції простоїв  $D(t)$  забезпечує максимум функції готовності за час циклу  $T_0$ :

$$A(t) = \frac{T_0 - D(t)}{T_0}. \quad (2.10)$$

Загальний час простоїв за експлуатаційний цикл буде [60]:

$$TDT = \frac{T_0}{\delta_{opt}} (T_i + \lambda \cdot \delta_{opt} \cdot F(\delta) \cdot T_p). \quad (2.11)$$

Фігуруюче в (2.11) значення  $\delta_{opt}$  забезпечує мінімум величини простоїв ( $\delta_{optD}$ , рис. 2.4) і максимум функції готовності.

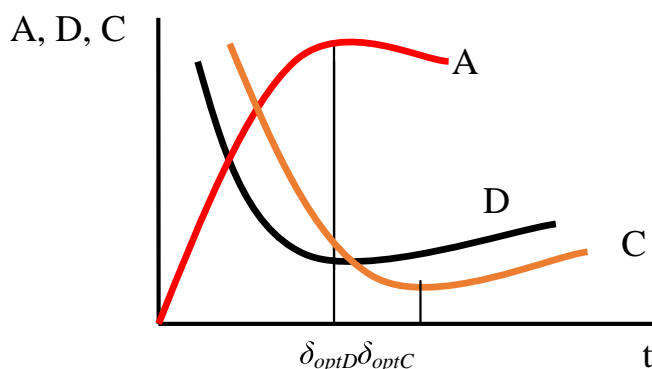


Рис. 2.4. Функції готовності (A), простоїв (D) і витрат (C) для  $D_t$ -моделей

### 2.3.2 Мінімізація питомих витрат

На відміну від розглянутих вище економіко-статистичних моделей тут замість вартості профілактичного ремонту вводиться, як вихідна вступна для розрахунків вартість післяінспекційного ремонту  $C_{ir}$ . Рішення про строк і обсяг даного ремонту ухвалюється за результатами інспектування технічного стану. Отже, розглянутий алгоритм відноситься до стратегій обслуговування по фактичному технічному стану.

Витрати на ТОіР за міжінспекційний період виражаються так [16]:

$$c(\delta) = \frac{\lambda \delta [F(\delta) \cdot C_c + C_{ir} (1 - F(\delta))] + C_i}{\delta + T_i}. \quad (2.12)$$

Тут не враховуються збитки від простоїв. Їх, у принципі, можна врахувати у вартості ремонтів після раптової відмови  $C_c$ . Залежно від складових, що входять у розрахунки величин  $C_c$ ,  $C_{ir}$  і  $C_i$ , хід функції  $c(\delta)$  може змінюватися. Це приводить до різниці між оцінкою величини  $\delta_{optD}$ , отриманої по моделі простоїв Кристера (2.7) і величиною  $\delta_{optC}$ , отриманої по вартісній моделі (2.12) (рис. 2.4). Хоча теоретично, розрахунки по обом моделям повинні кореспондуватися, адже час простоїв і їх вартісна оцінка зв'язані коефіцієнтом

пропорційності [16]. Але, як видно з вищерозглянутих моделей Диллона (2.7) і (2.9), оптимальна величина  $\delta_{opt}$ , одержана мінімізацією часу простоїв і питомих витрат, буде різна.

Долати дане протиріччя запропоновано шляхом побудови діаграми «простої – витрати» ( $D(t) - c(t)$ ) [16]. Вона утворюється із графіків тимчасових функцій питомих простоїв і витрат, з яких для фіксованих значень  $t_j$  знаходять значення  $c_j$  та  $TDT_j$ . Їхня сукупність дає шукану криву  $c(D)$ , на якій визначають положення компромісної крапки (best compromise, рис. 2.5). По відповідним їй значенням  $c$  та  $TDT$  знаходять величину  $\delta_{opt}$ .

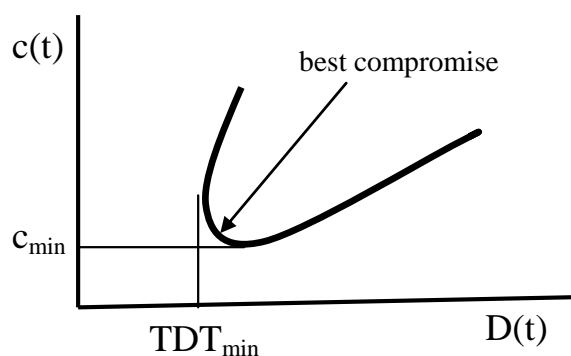


Рис. 2.5 Діаграма простої - витрати

Дана модель у різних варіантах використовується в стратегіях ТОіР по технічному стану. Як і в превентивних стратегіях (по нормативу), тут використовується функція витрат  $c(t)$ . Однак, у цій ситуації її поведінка відрізняється від аналога, що фігурує в економіко-статистичних моделях. Підхід до мінімуму і відхід від нього стає більш крутим, а сам мінімум відчутно зміщається до нуля [16]. Грубо говорячи, в  $D_t$  - моделях ліва спадаюча галузь функції  $c(t)$  вироджується (рис. 2.6). Це дає підставу в якості результату оптимізації вести мову не стільки про регулярний міжінспекційний інтервал, скільки про перший інтервал інспектування. Як можна судити із прикладів, використання оптимізаційних моделей питомих витрат для стратегій превентивного періодичного обслуговування (РМ - СМ) дозволяє приблизно вдвічі скоротити витрати на ТОіР, а в стратегіях обслуговування по стану можна досягти їх 10-кратного скорочення.

Ефект від  $D_t$  - моделей можна розглядати в аспекті збереження засобів на ремонт за рахунок вчасно виявлених і усунутих несправностей, які загрожують обернутися післяаварійними ремонтами. Використання подібних моделей збереження засобів у будівельній індустрії демонструє стійку ефективність від скорочення інтервалів між інспекціями [16]. Це цілком зрозуміло, якщо мова йде про об'єкти з високим ризиком експлуатації.

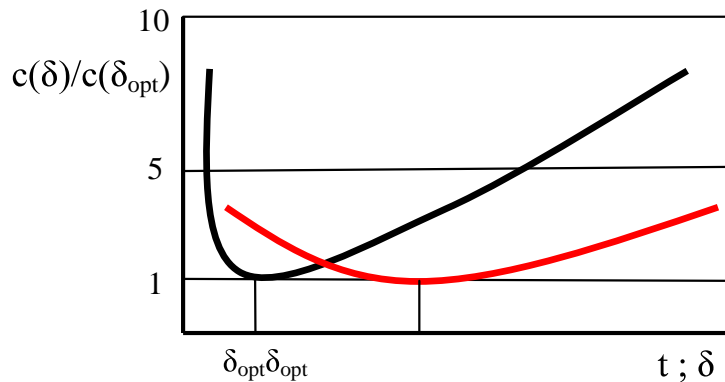


Рис. 2.6. Принципова відмінність функцій витрат на ТОiP  $c(\delta)$  у відносному до мінімуму  $c(\delta_{opt})$  вимірі для стратегій нормативного (превентивного) обслуговування (пунктир) і обслуговування по технічному стану (суцільна)

## 2.4 DT- моделі для контролю багатокомпонентних систем

Дані моделі розроблені для технічних систем, що складаються з послідовно і паралельно працюючих елементів (складні технічні системи), оснащених засобами технічного діагностування. Застосовні для змішаних стратегій обслуговування, коли в традиційну стратегію превентивно-коригувального обслуговування (PM - CM) вводяться елементи обслуговування по технічному стану (автори такої стратегії називають її блоковим інспектуванням - blockinspection). Детермінована модель питомих витрат виглядає традиційно, хоча і має особливості:

$$c(t) = c_{pc}(t) + c_m(t) + c_i(t). \quad (2.13)$$

Питомі витрати на ремонти  $c_{pc}(t)$  залежать від вартості нових замінних деталей  $C_e$  (очевидно, сюди необхідно включати і вартість, власно, заміни):

$$c_{pc} = \left[ (n - k + 1)N_f + N_{ir} \right] \frac{C_e}{t} \quad (2.14)$$

де  $n$  - число елементів системи;

$k$  - мінімальне число елементів системи, достатнє для її функціонування;

$N_f$  - число раптових відмов;



$N_{ir}$  - число деталей, замінених після інспекції.

Як видно, тут об'єднані витрати, пов'язані з коригувальними і превентивними ремонтами.

Питомі збитки від відмови системи становлять:

$$c_m(t) = \frac{N_f \cdot C_m}{t}, \quad (2.15)$$

де  $C_m$  - абсолютні збитки від відмови з наслідками (у ризик - аналізі – це інтенсивність збитку).

Таким чином, тут, як і в [13], даний доданок являє собою ризик  $c_m(t)=i$ .

Аналогічно (2.15) обчислюється і питома вартість інспекції:

$$c_i(t) = \frac{N_i \cdot C_i}{t}, \quad (2.16)$$

де  $N_i$  – число інспекцій, у яке, крім безпосередньо, діагностування, включають кількість превентивних заміन передвідмовних елементів.

Більш цікаво виглядає імовірнісна модель витрат на ТОіР складних технічних систем за експлуатаційний цикл:

$$c(\delta) = \frac{c_m \cdot P_c(t) + c_{pc} \cdot (1 - P_c(t)) \cdot \sum_{j=1}^n F(\delta_j) + c_i \cdot (1 - P_c(t))}{\prod_{j=1}^n (1 - F(\delta_{j-1}))}, \quad (2.17)$$

де  $P_c(t)$  – імовірність раптової відмови, знайдена по функції надійності;

$F(\delta_j)$ ,  $F(\delta_{j-1})$  - імовірності поступової відмови, знайдені по функції розподілу живучості (часу затримки  $h$ ) наприкінці ( $\delta_j$ ) і на початку ( $\delta_{j-1}$ ) міжінспекційного періоду.

Зі збільшенням часу експлуатації  $t$  імовірність відмов  $P_c(t)$  зростає, як зростає і імовірність завершення розвитку дефекту  $F(\delta_j)$  протягом міжінспекційного інтервалу. Це сприяє росту інтенсивності витрат. Знаменник формули (2.17) представляє надійність системи по поступових відмовах. Її природне зниження в процесі експлуатації також веде до росту витрат.

Досліджуючи поведінку детермінованої моделі, її автори з'ясували, що форма закону розподілу періоду  $h$  не суттєво впливає на положення функцій витрат  $c(t)$  і готовності  $A(t)$ . Остання обчислювалася в імовірнісному аспекті по залежності:

$$A(t_p) = \frac{T_{op}}{T_{op} + T_{pp} + T_{cp}}, \quad (2.18)$$

де  $T_{op}, T_{pp}, T_{cp}$  – відповідно, час експлуатації, час профілактичного ремонту, час коригувального (післявідмовного) ремонту, знайдені по їхніх функціях розподілу для імовірності  $P$ .

Найбільш впливовим щодо цього є середні значення періоду живучості  $h$  та міжінспекційного інтервалу  $\delta$ . Більше того, був знайдений критерій оптимального періоду

$$\delta_{opt} \approx \frac{1}{2} h. \quad (2.19)$$

оскільки після  $h/\delta > 2$  значення  $C$  та  $A$  змінюються незначно (рис. 2.7).

Примітно, що дане положення встановлене в умовах істотного ризику, що виражене співвідношенням  $c_m/c_{pc} = 10^4$ .

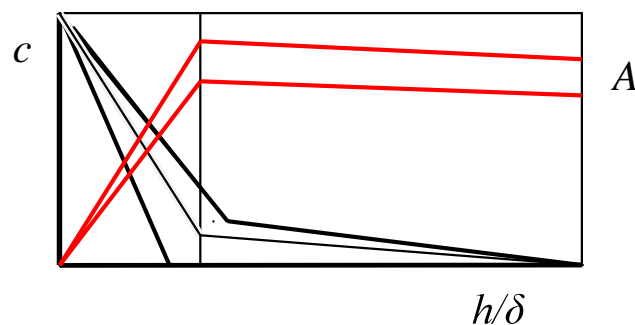


Рис.2.7. Розташування полів значень  $C$  (суцільні) і  $A$  (пунктир), отримане по моделях (2.13 - 2.18) методом Монте-Карло

Таким чином, з аналізу моделей випливає, що ефективно технічне обслуговування може бути реалізоване шляхом збільшення числа інспектуємих елементів з високим ризиком експлуатації. При цьому важливо достовірно прогнозувати період  $h$ , оскільки при рості його варіації автори алгоритму

рекомендують скорочувати відношення  $h/\delta$ . Очевидний відхід від стратегії строго періодичного інспектування.

## 2.5 Модель із двома фазами непрацездатного стану

Дана модель, названа її авторами 2-х фазною, є розвитком Dt-моделі. Тут технічний стан представляється 4 типами (фазами): G (good) – справний працездатний стан; B(bad) – несправний, але працездатний стан, при якому виявлений дефект; D<sub>1</sub>(down) – непрацездатний стан внаслідок розвитку виявлених дефектів; D<sub>2</sub> - непрацездатний стан внаслідок деградаційних процесів, не виявлених при інспекції (competingrisks) (рис. 2.8).

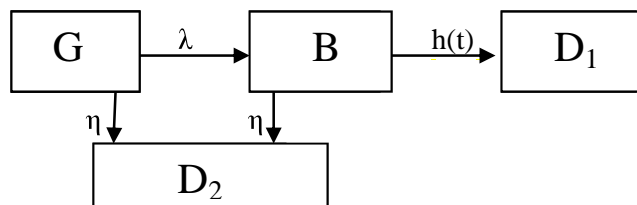


Рис. 2.8. Схема 2-х фазної моделі технічних станів

У якості вихідних даних для визначення міжінспекційних інтервалів виступають експлуатаційні витрати у відповідних фазах:  $C_G$  (інспектування),  $C_B$  (інспектування + ремонт),  $C_D$  (ремонт після відповідного типу відмов). Інтенсивність потоку відмов з G - фази у фази B і D<sub>2</sub>, відповідно, позначені через  $\eta$  і  $\lambda$ . Інтенсивність переходу в D<sub>1</sub>-фазу позначена  $h(t)$ . Можна вважати, що повернення із цієї фази відбувається по превентивно-коригувальній стратегії, а обслуговування по маршруту  $B \leftrightarrow D_1$  здійснюється по фактичному технічному стану.

Функція витрат за час експлуатації  $t$ , зокрема за міжінспекційний інтервал  $\delta$ , виражена добутком вартості перебування в кожній фазі на її імовірність:

$$C(\delta) = P_G C_G + P_B C_B + P_{D_1} C_{D_1} + P_{D_2} C_{D_2}. \quad (2.20)$$

Функції надійності, з урахуванням функції  $F(\delta)$  і щільності  $f(t)$  розподілу періоду живучості, визначаються так:

$$\begin{aligned}
P_G &= \exp[ -(\lambda + \eta) \cdot \delta ], \\
P_B &= \exp( -\eta \cdot \delta ) \cdot [1 - \exp( -\lambda \cdot \delta ) - F(\delta)] + (\lambda + \eta) \cdot I_1(\delta), \\
P_{D1} &= I_2(\delta) - \lambda \cdot I_1(\delta), \\
P_{D2} &= 1 - \exp( -\eta \cdot \delta ) \cdot [1 - F(\delta)] - \eta \cdot I_1(\delta) - I_2(\delta), \\
P_G + P_B + P_{D1} + P_{D2} &= 1, \\
I_1(\delta) &= \{[\exp( -\eta \cdot \delta )] / (\lambda + \eta)\} \cdot \int_0^\delta f(t) \cdot \exp( -\lambda \cdot (\delta - t)) dt, \\
I_2(\delta) &= [\lambda / (\delta + \eta)] \cdot \int_0^\delta f(t) \cdot \exp( -\eta \cdot \delta ) dt.
\end{aligned}
\tag{2.21}$$

На підставі наведених залежностей, використовуючи додаткові правила оптимізації, одержують оптимальний міжінспекційний інтервал  $\delta_{opt}$ . Його значення збільшується з ростом величин  $C_D$  і  $\eta$ , а також зі зниженням величин  $C_B$  і  $\lambda$  (рис. 2.9). Якщо інтервал  $\delta_{opt}$  виходить більше часу переходу з В-фази в  $D_1$ -фазу  $TBD_1$  (період живучості), то інспектування буде недоцільно.

Чисельний експеримент, проведений для різних комбінацій факторів 2-х фазної моделі (було розіграно 1890 комбінацій) стосовно до діагностування зношування дорогого (2000\$) підшипника віброактивним методом, показав, що для третини ситуацій відношення  $\delta_{opt}/TBD_1$  укладається в діапазон від 0,2 до 0,8. Примітно, що в 40% комбінацій інспектування стає не вигідним. Очевидно, це пояснюється порівняно високою вартістю інспектування і невисоким періодом живучості.

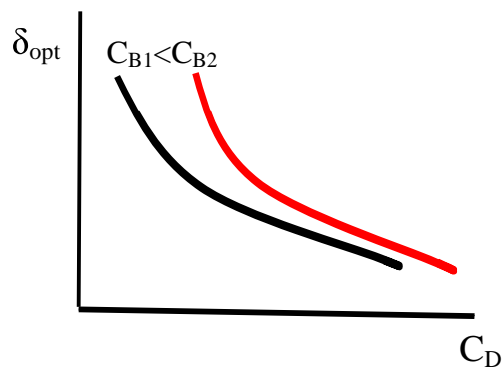


Рис. 2.9. Вплив вартісних показників на міжінспекційний інтервал, знайдений по 2-х фазної моделі

Дана модель перспективна для контролю технічного стану відповідальних вузлів, які зазнають комплексу деградаційних процесів, один з яких домінуючий і зручний для діагностування.

### **3. Імовірно - фізичні підходи до моделювання режимів технічного обслуговування**

Для відповідальних елементів технічних систем розглянуті вартісні критерії можуть відходити на другий план при призначенні режимів ТОіР. У главу кута при цьому ставляться критерії надійності та безпеки, які успішно реалізуються в нормативних експлуатаційних стратегіях. Але такий прямолінійний підхід не відповідає тенденціям застосування ефективних стратегій ТОіР, у яких, з одного боку, дотримується принцип «прогнозування і попередження» (thefitnessforservice) взамін принципу «виявив - усунув». З іншого боку, вони забезпечують досить повний виробіток технічного ресурсу до моменту заміни (відновлення) технічної системи.

Один зі шляхів досягнення компромісу між такими суперечливими вимогами до стратегії ТОіР пов'язаний з контролем за деградаційними процесами. Їхнє моделювання, власно, і представляє імовірно-фізичний підхід у теорії технічного обслуговування. Цілком очевидно, що питання періодичності і частоти контролів для подібної технології догляду за устаткуванням мають важливе значення.

Крім того, подібний підхід дозволяє врахувати старіння механічних систем. Це відбувається шляхом контролю над фізико-технічними параметрами, що визначають експлуатаційну готовність системи [8].

#### **3.1 Інспекційні режими для контролю діагностичних параметрів**

##### **3.1.1 Модель деградаційного процесу з випадково мінливими параметрами**

Даний підхід застосовується в ситуаціях, коли спочатку відома величина припустимого діагностичного параметра  $Y_0$ , що визначає границю працездатного стану. Фактично, ця величина характеризує опір механічної системи зовнішнім впливам. Алгоритм рішення розглянутих типів моделей знайшов широке поширення при обслуговуванні вузлів авіаційних систем [9, 19], але також використовується в системах ТОіР промислового устаткування. Деградаційний процес (зовнішня причина впливу, що ушкоджує)  $y(t)$  представляється монотонною функцією, випадкові параметри якої встановлюються в процесі експлуатації. Стратегія ТОіР для такої моделі подібна тієї, для якої розроблена модель мультидеградаційних процесів [13]. Суть алгоритму полягає в тому, що крім величини  $Y_0$  з урахуванням випереджуючого допуску  $\Delta_y$  встановлюється найменше передвідмовне значення

діагностичного параметра  $[Y]=Y_0 - \Delta_Y$ . Воно відокремлює справний стан (G, рис. 3.1) від передвідмовного (PM, рис. 3.1). Ця фаза технічного стану ще називається фазою профілактичних ремонтів, яка змінюється фазою аварійних замін (CM, рис. 3.1).

Випереджуючий допуск  $\Delta_Y$  і періодичність контролю  $\delta=t_2-t_1$  повинні бути такими, щоб значення параметра після досягнення рівня  $y(t) = [Y]$  при наробітку  $t_1 < [t] < t_2$  до моменту  $t_2$  не досягало значення  $Y_0$  з імовірністю не менше заданої. Наробіток  $T_0$  представляє прогнозований момент перетинання процесом  $y(t)$  рівня  $Y_0$ . Допуск, що випереджує, встановлюється для попередження переходу об'єкта в непрацездатний стан. Під час інспектування ухвалюється рішення про подальшу експлуатацію. Якщо поточне значення параметра  $y_j < [Y]$ , то робота продовжується; при  $[Y] < y_j < Y_0$  проводиться профілактична заміна; при  $y_j > Y_0$  проводиться аварійна заміна [9]. Отже, насправді, величина параметра  $Y_0$  ще не є гранично припустимою, якщо об'єкт, потрапляючи в зону CM, ще може функціонувати. Також з регламенту ТОіР впливає, що при такій стратегії мова йде про дату **наступної** перевірки, а не про **графік** інспекцій.

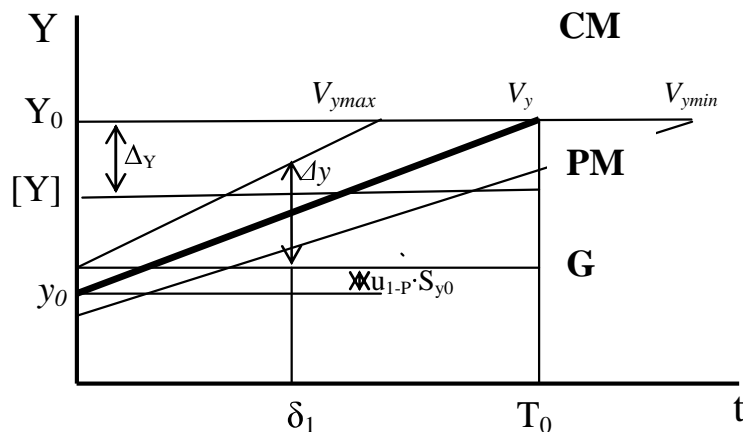


Рис. 3.1. До визначення параметрів інспекційного режиму при лінійному деградаційному процесі

Як і в діагностичних алгоритмах, розроблених Фамом (розд. 2), тут також необхідно знайти зв'язок між допусками, що випереджують на параметр  $\Delta_Y$ , на наробіток  $\Delta_t=T_0-t_j$ , безвідмовністю  $P(t)$  і питомими витратами на ТОіР  $c(t)$  [9]. Залежність для визначення  $Y_0$  заснована на теоремі про рівність імовірностей влучення об'єкта в профілактичну зону по параметру  $y_p=Y_0$  і по строку експлуатації  $t_p=\delta_1$  (теорема екранів [9]). Тобто, щоб не допустити непрацездатного стану об'єкта з імовірністю  $P$  достатньо перевірити його технічний стан у момент  $\delta_1$ .

Математично це виглядає як:

$$\int_{[t]}^{T_0} f(t, [Y]) dt = \int_{[Y]}^{Y_0} \varphi(y, T_0) dy, \quad (3.1)$$

а графічно зображується рівністю площ під ділянками діаграм щільностей розподілу  $\varphi(y)$  та  $f(t)$  (штрихування, рис. 3.2).

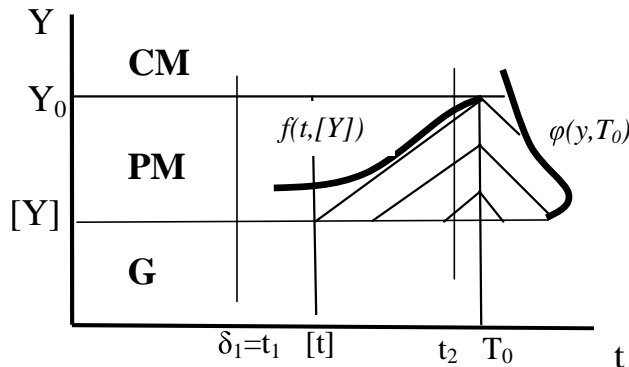


Рис. 3.2. Схема розташування значень діагностичних параметрів, а також періодів наробітку і контролів

Мінімізація функції питомих витрат  $c(t)$  очікується при  $t_1 \approx [t]$  та  $t_2 \approx T_0$ .

При  $[Y]=0$  реалізується стратегія використання устаткування по нормативу і превентивна стратегія ТОіР - РМ, а при  $[Y]=Y_0$  (відсутність допуску, що випереджує) реалізується післявідмовна (коригуюча, реагуюча) стратегія ремонтів - СМ. Наявність допусків, що випереджують ( $[Y] \neq Y_0$ ) свідчить про застосування стратегії ТОіР по технічному стану в її різних модифікаціях.

Скористатися теоремою екранів для виявлення взаємозв'язку між параметрами режиму ТОіР можливо лише, маючи закон зміни  $y(t)$ . Для деградаційного процесу з лінійною зміною математичного очікування  $y$  і його середньоквадратичного відхилення  $S_y$ :

$$\begin{aligned} y &= y_0 + V_y \cdot t, \\ S_y &= S_{y_0} + V_{S_y} \cdot t. \end{aligned} \quad (3.2)$$

момент першої перевірки визначиться з даних рівнянь, як  $\delta_1 = \Delta y / V_{y_{max}}$  де  $\Delta y$  - фактичний приріст параметра за час  $t = \delta_1$ , а  $V_{y_{max}}$  - максимально можлива швидкість зміни діагностичного параметра, рівна тангенсу кута нахилу лінії  $V_{y_{max}}$  (рис. 3.1).

Для нормального закону розподілу параметрів рівняння (3.2) одержуємо:

$$\delta_1 = \frac{Y - y_0 - u_{1-P} \cdot S_{y_0}}{V_y + u_{1-P} \cdot V_{S_y}}, \quad (3.3)$$

де  $u_{1-P}$  - квантиль нормального розподілу, що відповідає імовірності відмови  $1-P$ .

У якості величини  $Y$  рекомендується підставляти  $Y_0$ , значення якої відомо [9]. Але тоді може скластися ситуація, коли не залишиться часу для реалізації подальших інспекцій. Більш обґрунтовано в (3.3) ухвалювати  $Y=[Y]$ , але її величина на цьому етапі ще не відома. Використовуючи теорему екранів, дана величина може бути знайдена як [9]:

$$[Y] = \frac{Y_0 (S_{y_0} - V_{S_y} \cdot \delta_1) - (V_y \cdot S_{y_0} - y_0 \cdot V_{S_y}) \delta_j}{S_{y_0} + V_{S_y} (\delta_1 + \delta_j)}. \quad (3.4)$$

З даного рівняння випливає, що стратегія неперіодичних інспекцій ( $\delta_1 \neq \delta_j$ ) припускає призначення нової величини  $[Y]_j$  після кожної перевірки технічного стану. Планування графіка інспекцій не викликає проблем при строго періодичній стратегії.

Перевага даної методики визначення параметрів режиму ТОіР у тому, що можна задати необхідний рівень імовірності безвідмовної роботи, а потім одержати значення допусків, що випереджують. Наприклад, діагностичні алгоритми, розроблені Фамом (розд. 2.1), не дозволяють у явному виді це зробити, оскільки у вартісних моделях фігурують чотири параметри. Тут збільшення величини  $\delta_1$  веде до монотонного росту припустимого параметра  $[Y]$ , але і до зниження імовірності безвідмовної роботи  $P$  (рис. 3.3).

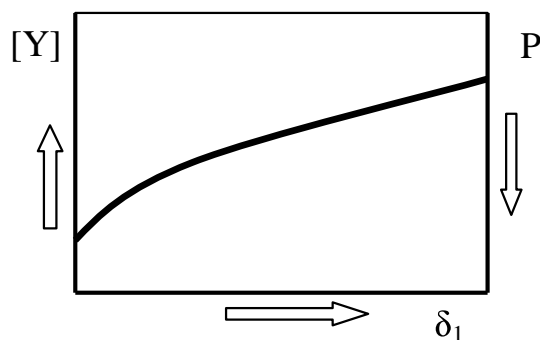


Рис. 3.3. Взаємозв'язок міжінспекційних інтервалів  $\delta_1$ , найменшого значення діагностичного параметра  $[Y]$  і імовірності безвідмовної роботи  $P$  при лінійній моделі деградаційного процесу  $y(t)$



Для збільшення надійності потрібно зменшувати величину  $[Y]$ , що спричиняє і зменшення інтервалу  $\delta_j$ . Це сприяє зростанню витрат на інспектування, які явно не враховуються в даному алгоритмі. Таким чином, він не позбавлений протиріч (як, втім, і інші діагностичні алгоритми), але дозволяє на практиці забезпечити надійну експлуатацію об'єкта.

### 3.1.2 Модель діагностичних параметрів у вигляді випадкового процесу

Дана модель придатна для стратегії технічного обслуговування з контролем параметра, кінетика якого моделюється у вигляді випадкового процесу  $y(t)$ . Як правило, у такому виді моделюються непрямі діагностичні ознаки, не зв'язані прямо з деградаційним процесом, але вплив яких сприяє ушкодженню елементів. Найчастіше модель випадкового процесу використовується для формалізації коливань робочих параметрів машин (швидкості, тиску, температури, потужності), навантажень і параметрів вібрації механічних систем.

Маючи параметри процесу можна скористатися теорією викидів, які утворюють нестационарний пуассонівський потік. Тоді параметр цього потоку  $\lambda(t)$  є зворотною величиною міжконтрольного інтервалу:  $\delta_j = 1/\lambda(t_j)$ . Ідея методу заснована на оцінці імовірності того, що на відріжку часу експлуатації  $\delta_j = t_j - t_{j-1}$  значення параметра  $y$  не перевищить припустимого значення  $[Y]$  [20].

Одна з характеристик, що визначає період викидів, виглядає наступним чином:

$$\gamma = \frac{[Y] - y_m}{S_y}, \quad (3.5)$$

де  $y_m$  та  $S_y$  – відповідно, середнє значення та середньоквадратичне відхилення **амплітуди** коливань діагностичного параметра, представлені стаціонарним випадковим процесом.

Дану характеристику іноді називають статистичний запас, а по своїй структурі вона відповідає пік-факторові, який визначає величину (у цьому випадку - амплітуду) викиду. Середнє число викидів в одиницю часу за рівень  $[Y]$  в одну сторону буде [21]:

$$\lambda = \frac{1}{2\pi} \sqrt{\frac{S_{y_t}^2}{S_{y_t}^2}} \cdot \exp\left(-\frac{\gamma^2}{2}\right), \quad (3.6)$$

де  $S_{y_t}^2$  - дисперсія інтенсивності процесу  $\frac{dy}{dt}$ .

Для гармонійного випадкового процесу із циклічною частотою  $\omega$   $y(t)=y_m \cos \omega t$  його дисперсія визначається дисперсією амплітуди:

$$S_{y_t}^2 = S_y^2 (\cos \omega t)^2. \quad (3.7)$$

Тоді:

$$S_{y_t}^2 = S_y^2 (-\omega \sin \omega t)^2. \quad (3.8)$$

Вважається, що можна ухвалювати  $\sqrt{\frac{S_{y_t}^2}{S_{y_t}^2}} = \frac{S_{y_t}}{S_{y_t}} = \omega$  [14]. Тоді:

$$\lambda = \delta^{-1} = f \cdot \exp\left(-\frac{\gamma^2}{2}\right), \quad (3.9)$$

де  $f=\omega/2\cdot\pi$  - частота процесу, що відіграє роль масштабу.

Імовірність безвідмовної роботи в момент інспекції  $t_j$  становить:

$$\begin{aligned} P_j &= 1 - \exp(-\lambda t_j), \\ P_j &= 1 - \exp(-2\lambda t_j). \end{aligned} \quad (3.10)$$

Верхня формула відповідає одnobічному викиду, а нижня – двосторонньому викиду за межі допуску  $[Y]$ . Із цього випливає, що для підтримки безвідмовності на припустимому рівні згодом експлуатації період контролю повинен зменшуватися. Те ж саме можна сказати, якщо спостерігається зростаючий тренд параметра  $y_m$ : обумовлене цим зниження величини  $\gamma$  веде до росту величини  $\lambda$ . Це підтверджує концепцію неперіодичних інспекцій.

Модель викидів стосовно до призначення міжконтрольних періодів має сенс тоді, коли інспекція може значимо впливати на хід процесу  $y(t)$ . Це

можливо для технічних систем, у яких переважають відмови з порівняно невисокими втратами (низький ризик). В інших випадках завдання перетворюється у визначення міжремонтних періодів або термінів служби. Модель потоку викидів (3.9) добре працює для процесів, що повільно протікають, а також у порівняно вузькому діапазоні пік-фактора  $3 > \gamma > 5,25$ . Тому з урахуванням цього слід встановлювати величину  $[Y]$ . Якщо значення пік-фактора буде велике, то модель (3.9) (на основі розподілу Райса) описується іншим законом розподілу (див. розд. 4.6) [22, 23].

Незручність методу викидів зв'язана зі складністю об'єктивного встановлення початку дії процесу  $y(t)$  на відновлювану та обслуговуєму технічну систему. При заміні частини елементів механічної системи можуть мінятися параметри процесу, що впливає на інші її елементи. Це впливає на призначення допусків, що випереджують. Один зі шляхів подолання подібних протиріч для «шок- процесів», що звичайно вважаються причиною раптових відмов, пов'язаний із застосуванням накопичувальної моделі ушкоджень  $D(t) = \sum_1^{N_e} \exp(-\lambda t)$  для експлуатаційних циклів  $N_e$  [13]. Теоретичне обґрунтування подібної моделі більш докладно викладене в [8]. Тоді з'являється можливість для прогнозування раптових відмов, переводячи їх у розряд поступових [24].

Є кілька варіантів подальшого використання моделі викидів [20]. Метод на основі загальної кореляційної теорії припускає попереднє одержання необхідної кількості реалізацій  $n_y$  **всього** процесу  $y(t)$  (рис. 3.4, а).

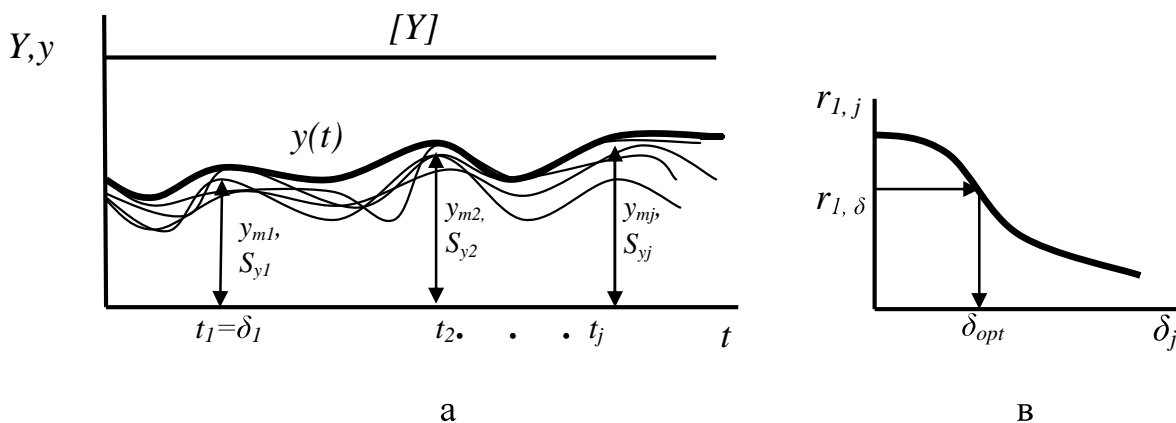


Рис. 3.4. До визначення кореляційних коефіцієнтів по реалізаціях процесу  $y(t)$  (а), а також схема визначення інтервалу контролю на основі загальної кореляційної теорії (в)

Ця процедура не є безпроблемною (необхідний алгоритм побудови процесу, наприклад, статистичним моделюванням), але одержавши по

максимумах огинаючу процесу, уже по ній можна визначати міжконтрольні інтервали  $\delta_j$ . Далі необхідно знайти значення парних коефіцієнтів кореляції для першого та наступних інтервалів  $\delta_j$ :

$$r_{1,j} = \frac{1}{n_y \cdot S_{y1} \cdot S_{yj}} \sum_{i=1}^{n_y} (y_{i1} - y_{m1})(y_{ij} - y_{mj}), \quad (3.11)$$

де  $i=1 \dots n_y$  – номер реалізації процесу;

$y_{ij}$  – поточне значення діагностичного параметра в момент контролю  $j$ ;

$S_{yj}$  та  $y_{mj}$  – середньоквадратичне відхилення та середнє значення в момент контролю  $j$ .

З одного боку, дана операція обґрунтовує імовірність виходу максимуму  $y_j$  за межі допуску. З іншого боку, побудувавши графік кореляційної функції  $r_{1,j}(\delta_j)$  (рис. 3.4, в), одержують характеристизацію можливості індивідуального прогнозування. Воно можливо, якщо  $r_{1,j} \rightarrow 1$  і неможливо при  $r_{1,j} \rightarrow 0$  (сильне перемішування реалізацій процесу). Далі слід визначити необхідне значення (нормоване) парного коефіцієнта кореляції, що забезпечує невихід  $y_j$  вище значення  $[Y]$  (однобічний викид):

$$r_{1,\delta} = \sin \left[ \frac{\pi}{2} (1 - k_r) \right]. \quad (3.12)$$

Він враховується за допомогою коефіцієнта запасу  $k_r = 3 \dots 10$  [20]. При цьому величина  $r_{1,\delta} > 0,9$  і прагне до одиниці. Зрівнявши діюче  $r_{1,j}$  і необхідне  $r_{1,\delta}$  значення парних коефіцієнтів кореляції, одержують достатнє значення інтервалу, який за аналогією позначений  $\delta_{opt}$  (рис. 3.4, в). На цьому відрізку експлуатації гарантується ситуація, коли  $y(t) < [Y]$ .

### 3.2 Ідентифікація діагностичних моделей

Якщо характер поведінки діагностичного параметра в часі експлуатації  $y(t)$  досліджується в її процесі, то до кількості і періодичності контролів технічного стану можна підійти з позицій обробки вимірювальної інформації. У математичній статистиці, у теоріях експерименту і надійності добре розроблені алгоритми визначення обсягу випробувань і числа експериментальних крапок. Наприклад, неперіодичний (послідовний) режим інспектування зі зменшеною величиною  $\delta_j$ , крім всього перерахованого, впливає також із принципу

дотримання рівної точності для нелінійної функції  $y(t)$  [24]. Під цим мається на увазі рівність збільшень  $\Delta y = y_j - y_{j-1} = \text{const}$ . Тоді наступний міжінспекційний інтервал визначиться як:

$$\delta_j = \delta_{j-1} \cdot \sqrt{\frac{1 + \left(\frac{dy_{j-1}}{dt}\right)^2}{1 - \left(\frac{dy_j}{dt}\right)^2}}. \quad (3.13)$$

При визначенні виду функції деградації діагностичного параметра  $y(t)$  вважається, що її погрішність  $S_y$  обумовлена систематичною помилкою із залишковою дисперсією  $s_o^2$  і помилкою вимірів, що має дисперсію  $\sigma^2$  [24]. Обидві помилки формують варіацію зовнішнього фактора  $v_y$ . Правильність вибору виду моделі характеризується наближенням величини  $s_o^2$  до величини  $\sigma^2$ . Якщо взяти до уваги число невідомих параметрів  $k_p$ , що впливають на хід  $y(t)$ , і число вимірів  $j$ , то зазначений принцип формалізується, як  $s_y^2 \rightarrow (j - k_p)\sigma^2$ . Для того, щоб компенсувати помилки вимірів вводять надмірність, коли  $j \gg k_p$ . Виходячи зі сказаного, ідентифікацією можна вважати процедуру мінімізації систематичної помилки.

Разом із цим, ідентифікацію можна трактувати, як зниження ступеня невизначеності деградаційного процесу. В ідеалі - це перехід від стохастичного процесу до детермінованого. Кількісно це можна виразити за допомогою зменшення дисперсії діагностичного параметра  $s_y^2$  (зовнішнього фактора), що тягне за собою зменшення варіації очікуваної довговічності  $v_n$ , внесок у яку вносить ще і варіація  $v_a$ , пов'язана із природою деградаційного процесу (внутрішній фактор):

$$v_N = \sqrt{v_a^2 + v_y^2} = \sqrt{v_a^2 + \left(\frac{S_y}{y_m}\right)^2}. \quad (3.14)$$

На цій основі росте оцінка гарантованого ресурсу і, у підсумку, збільшується безпека разом зі ступенем виробітку ресурсу. Таким чином, процедура ідентифікації, співзвучна концепції ризик-орієнтованих інспекцій (RBI), лежить в основі індивідуального прогнозування технічного стану і концепції покрокового уточнення ресурсу: від його проектного значення до залишкових, оцінюваних після інспектування.

У свою чергу, зазначені можливості досягаються за допомогою реалізації концепції покрокового уточнення оцінок параметрів деградаційного процесу [24]. Уточнююча функція представляє собою відношення середньоквадратичних відхилень параметрів, встановлених при інспекції (фактичні)  $S_j$ , до обраних апріорно при моделюванні  $S_m$ . Для лінійного деградаційного процесу таким параметром є його інтенсивність або швидкість  $V_y$ . Тоді уточнююча функція буде виглядати так:

$$p(j) = \frac{S_{vj}}{S_{vm}}. \quad (3.15)$$

Її вплив на розсіювання довговічностей (3.14) здійснюється в таким чином:

$$v_y = y_j \cdot V_y \cdot p(j). \quad (3.16)$$

Для лінійної моделі деградаційного процесу при відомих початкових умовах ( $S_{y0}=0$  в (3.2)) уточнююча функція визначається так [24]:

$$p(j) = \frac{\sqrt{2j-1}}{j}. \quad (3.17)$$

У загальному випадку лінійної моделі те же джерело рекомендує:

$$p(j) = \frac{2(2j+1)}{j(j-1)} + \frac{12j}{j^2-1} - \frac{12}{j-1}. \quad (3.18)$$

Зрівнявши обидві функції, можна судити, що ідентифікація у вигляді визначеності початкових умов приблизно вдвічі знижує варіацію параметрів. Знання початкової фази поведінки монотонного процесу, як фактора ідентифікації моделі кінетики діагностичного параметра дуже важливо. Практично, як відзначено у фундаментальній роботі [8], це дозволяє однозначно прогнозувати хід функції  $y(t)$ . Ідентифікація початкового параметра лінійного процесу дозволяє значно (на 25...50%, залежно від рівня надійності) збільшити інтервал відновлення, що проводиться за рахунок уточнення функції його розподілу (див. наступний розділ).

Із графіків функцій  $p(j)$  (рис. 3.5) видно, що завдяки контролю можна в кілька раз зменшити початково обрану варіацію параметрів деградаційного

процесу, представивши його, практично, детермінованим. Після 10...30 контрольних крапок відбувається своєрідне «насичення» і функція  $p(j)$  змінюється незначно. Тому така кількість  $j$  до заміни об'єкта можна вважати раціональним. Воно на порядок більше, ніж оптимальна кількість інспекцій, одержувана за економічними критеріями (див. рис. 1.3).

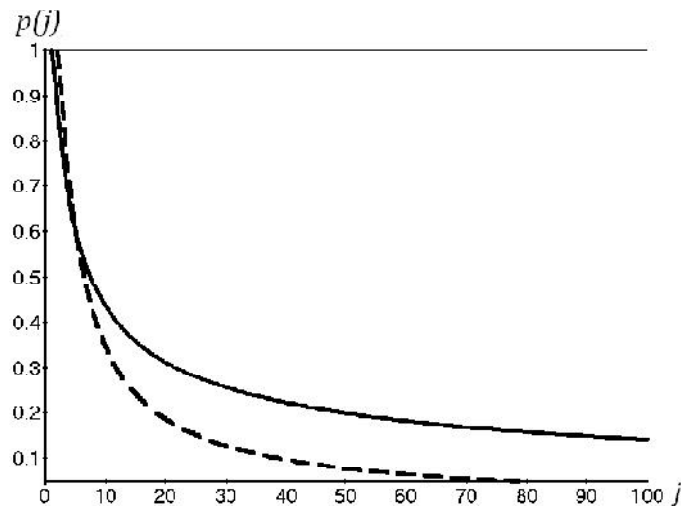


Рис. 3.5. Графіки уточнюючих функцій (3.17) (пунктир) і (3.18) (суцільна)

Отже, теоретично можна добитися того, що погрішність моделі буде обумовлена погрішністю вимірів. Однак, точність прогнозування залишкового ресурсу стримується не тільки точністю вимірювальних засобів. Як відзначалося вище, значний внесок у розсіювання довговічностей вносить природа процесу, що ушкоджує, що оцінюється через середньоквадратичне відхилення внутрішнього фактора  $S_a$ . Як правило, його значення зростає з довговічністю і часом експлуатації (наробітком) об'єкта. У цьому поведінка функції  $S_a(t)$  відрізняється від ходу функції  $S_y(t)$ , яка може убувати при діагностуванні (рис. 3.6). Дані особливості варто брати до уваги при призначенні дати інспекції. У всякому разі, не слід повністю і повсюдно здійснювати суцільний моніторинг технічного стану.

Прояв ефекту ідентифікації відомий і для економіко-статистичних моделей. Наприклад, вираження (1.11), отримане для експонентного закону розподілу наробітку на відмову, при відомому тільки лише математичному очікуванні наробітку  $T_0$  трансформується в [8]:

$$\delta_{opt} = \left( \frac{T_0}{c_r} \right)^{1/2}. \quad (3.19)$$

Тобто, періодичність інспекцій зростає в  $\sqrt{2}$  рази, якщо не відомий закон розподілу наробітку.

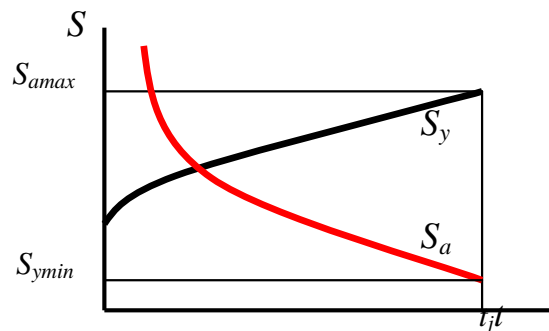


Рис. 3.6. Характер зміни складових середньоквадратичного відхилення, що визначає розсіювання прогнозованого наробітку на відмову

#### 4. Модель технічного обслуговування з гарантованим рівнем безпеки

Дана модель розроблена для стратегій обслуговування по технічному стану і використовує імовірно - фізичні методи для опису деградаційних процесів, що ушкоджують.

##### 4.1 Тенденції розвитку моделей режимів технічного обслуговування і передумови до побудови моделі технічного обслуговування з гарантованою безпекою

Розглянувши сучасні моделі для вибору параметрів режимів технічного обслуговування на основі економіко - статистичних і імовірно - фізичних критеріїв, серед яких фундаментальні розробки Диллона, Смита, Байхельта-Франкена, Накагави, Фама, Кристера і його послідовників, можна зробити наступні висновки (крім тих, що вже наведені в розд. 1.4).

Насамперед, варто відзначити, що розвиток моделей ТОіР відображає тенденцію переходу від нормативно - превентивних і коригувальних стратегій використання устаткування до стратегії його використання до передвідмовного стану і стратегії обслуговування по фактичному технічному стану. Саме цим пояснюється поява моделей, у яких розглядається три - чотири фази технічного стану. Введення проміжних фаз між працездатним і непрацездатним (справним і несправним) станами відповідає фактичному функціонуванню об'єкта в ушкодженному стані. Аналогічно цьому в науці відбувся перехід від класичної



механіки, де розглядаються два стани твердого тіла - ціле і зруйноване, до неklasичної механіки, що оперує, переважно, з тілом в ушкодженому стані. Теоретичний базис для опису деградаційних процесів, що приводять до ушкодженого стану, найбільше адекватно представлений у механіці руйнування. У її додатках оцінюється живучість елементів технічної системи, знання параметрів якої становить квінтесенцію DT - моделей.

Поява DT - моделей знаменує тенденцію проникнення в економіко-статистичні моделі імовірносно-фізичних методів. При їх посередництві ошадливо одержувати функцію розподілу часу розвитку дефекту  $h(t)$ , яке стосовно тріщини називається періодом живучості. Для відповідальних і дорогих елементів конструкцій представницьку вибірку для одержання функції  $h(t)$ , крім як шляхом випробувань їх модельних фрагментів, неможливо одержати у виробничих умовах. Можна сказати, що апіорні моделі, у силу своєї економічності і ефективності, змінюють апостеріорні.

Один зі шляхів зниження витрат на ТОіР пов'язаний зі збільшенням міжремонтного періоду (експлуатаційного циклу) за рахунок використання резерву у вигляді періоду розвитку несправності або дефекту до критичного значення. Власно, тенденція введення декількох фаз технічного стану в експлуатаційні моделі спрямована на скорочення ремонтних витрат і підвищення готовності устаткування. Така ідея втілена в моделях, які можна назвати моделями **відкладеного ремонту**. До них відносяться описані вище моделі резервного часу і моделі затримки часу ( DT - моделі). Принципова різниця між ними, на погляд авторів, полягає в тому, що в моделях резервного часу використовується функція надійності, одержувана апостеріорно математико-статистичними методами з урахуванням періоду роботи об'єкта в ушкодженому стані. В DT - моделях використовується функція розподілу живучості (зворотна функції надійності на інтервалі розвитку дефекту), одержувана імовірносно-фізичними методами. Моделі, що враховують проміжні фази технічного стану, зажадали розвитку методів їх контролю. У результаті цього актуалізувалися методи технічного діагностування.

У результаті дослідження DT - моделей був знайдений універсальний критерій для знаходження оптимального міжінспекційного інтервалу, який дорівнює половині середнього періоду живучості  $\delta_{opt}=0.5 \cdot h_0$ . Фактично за допомогою цього критерію встановлюється не оптимальний (він залежить лише від одного фактора), а гарантований час експлуатації, при якому дефект не розів'ється до критичного. Після інспекції потрібно встановити новий строк експлуатації або для колишнього, або для відновленого елемента. Критерій  $0.5 \cdot h_0$  збігається з нормативними керівництвами по обслуговуванню агрегатів літаків [25]. Для особливо відповідальних об'єктів вводять запас довговічності

$n_N$ , і тоді дата контролю визначиться, як  $\delta = \frac{(2/3)^{h_0}}{n_N}$  [26].

Можливість контролю над розвитком дефектів обумовлена інтенсивним розвитком засобів технічної діагностики. У таких обставинах стає актуальним відхід від строго періодичної стратегії інспекцій, властивої чисто економіко-статистичним моделям, до послідовної, зі зменшуваними інтервалами, стратегії інспекцій, характерної для «гібридних» моделей з діагностуванням окремих видів відмов (DT - моделі, алгоритми Фама). У моделях на основі імовірно-фізичних методів опису деградаційних процесів поняття регулярного міжінспекційного інтервалу відсутнє. Є тільки інтервал до наступної перевірки, який встановлюється на основі прогнозу залишкового ресурсу. Власно, це і становить відмінну рису стратегій обслуговування по технічному стану, коли відсутній строгий графік інспекцій і запланований, постійний обсяг відновлювальних заходів.

Цілі інспекційних контролів, у цілому, збігаються із завданнями технічної діагностики – це: 1) пошук дефектів, 2) контроль технічного стану і 3) його прогнозування. Проте, багато фахівців бачать основне завдання інспекцій у виявленні дефектів. Але і завдання прогнозування досить важливе, оскільки дозволяє позбуватися від самих інспекцій. Дійсно, якщо відомий гарантований період штатного функціонування, то інспекції на цьому проміжку експлуатації зайві. Це дає скорочення витрат на ТОіР при збереженні необхідного рівня надійності. Така ситуація досяжна при достовірному прогнозі, коли заплановані терміни служби  $T_{om}$  близькі до фактичних  $T_0$  (при  $T_{om}/T_0 \rightarrow 1$  настає повний виробіток ресурсу). Також вона досяжна при досить точному прогнозуванні імовірного діапазону довговічностей, коли їх середньоквадратичне відхилення  $S_{N(lgn)}$  наближається до природно можливого мінімуму  $S_a$ . При  $S_{N(lgn)} \rightarrow S_a$  зростає гарантований термін служби і знижуються допуски, що випереджують, що також дає скорочення витрат на ТОіР. Таким чином, якісне і ефективне рішення третього завдання технічної діагностики знімає необхідність рішення перших двох.

Однак, для достовірного прогнозу технічного стану потрібна наявність ресурсних моделей, що містять діагностичні параметри всієї технічної системи. У деяких галузях техніки (авіація, енергетика) їх одержують на етапі відпрацювання. Для устаткування промислових виробництв наявність такого етапу життєвого циклу не характерно. Тому тут діагностичні моделі, як правило, одержують у процесі експлуатації, апостеріорно. Але для елементів механічних систем з високим ризиком експлуатації знайти функцію розподілу наробітку на відмову або функцію розподілу живучості  $h(t)$  (часу розвитку дефекту) апостеріорно не представляється можливим через рідкість відмов.

У той же час апріорні моделі надійності для окремих класів елементів механічних систем (опорні вузли, зубчасті передачі і т.п.) широко відомі. Вони придатні для діагностування простих технічних систем, де дотримується принцип «слабкої ланки». Більшість технічних систем є складними: вони створюються з резервуванням, мають статично невизначені конструкції, їх елементи зазнають впливу комплексу деградаційних процесів. Тому діагностичні алгоритми повинні передбачати процедуру поелементного **об'єднання**, найчастіше різнорідних даних, у показники надійності системи. Наприклад, в алгоритмах Фама об'єднання проводиться на етапі мінімізації імовірнісної функції витрат, у якій утримуються рівняння декількох деградаційних процесів  $y(t)$ .

Перевагою імовірносно-вартісних гібридних моделей є можливість із їхньою допомогою оптимізувати показники режиму ТОіР. Критеріями оптимізації в переважній більшості виступають:

- 1) мінімізація загального часу простоїв за експлуатаційний цикл,
- 2) мінімізація витрат на ТОіР за експлуатаційний цикл,
- 3) максимізація функції готовності технічної системи.

Поява в даних моделях «фізичної» складової у вигляді функцій розподілу  $h(t)$  або кінетичних форм деградаційних процесів  $y(t)$  ускладнює рішення завдання знаходження оптимального інтервалу між інспекціями. Бажано, щоб крім екстремума цільової функції, у точці оптимуму були мінімальними допуски, що випереджують,  $\Delta_y$  та  $\Delta_r$ , а імовірність безвідмовної роботи була максимальною. Практично, це недосягне і при призначенні режимів техобслуговування необхідно шукати компроміс між 4 показниками. Якщо до цих показників додати ступінь виробітку ресурсу, який повинен збільшуватися при переході до стратегії обслуговування по технічному стану, то вибір параметрів режиму ТОіР перетворюється в завдання винахідницького рівня, оскільки між показниками є технічне протиріччя. Ефект від повноти виробітку ресурсу недостатньо оцінений, у першу чергу, економістами, тому він не часто фігурує серед переваг обслуговування по технічному стану. В основному при цьому враховують автоматизацію пошуку несправностей і безрозбірний контроль технічного стану.

Недолік гібридних моделей пов'язаний з детермінованим трактуванням деградаційних процесів  $y(t)$ , при якому не враховується розсіювання їх інтенсивності. Імовірносно-фізичні моделі це враховують, хоча в них не беруться до уваги вартісні показники. Але завдяки цьому вдається обґрунтовано знайти зв'язок між допусками, що випереджують і імовірністю безвідмовної роботи.

В економіко-статистичних моделях допускаються відмови з наступним коригувальним ремонтом. Важливо, щоб їх наслідки (збитки від простоїв, вартість відновлення, упущена вигода) не були істотними. Тому сучасні економіко-статистичні моделі враховують показники **ризик**, яким здійснюють своєрідне «ранжирування» відмов. Дана тенденція збігається з тенденцією переходу від забезпечення абсолютної надійності до забезпечення безпеки відповідно до концепції прийнятного ризику [7]. Введення в моделі витрат на ТОіР складових від питомих збитків (ризиків) сприяє збільшенню диспропорцій між компонентами моделей, коли одна з них стає домінуючою. В результаті зростаюча ділянка на графіку функції питомих витрат  $c(\delta)$  стає більш крутою, а оптимальна величина  $\delta_{opt}$  зміщується вліво. Подібну поведінку функції  $c(\delta)$  було передбачено при розгляді імовірно-вартісних моделей (розд. 2). Якщо додатково до цього, взяти до уваги необхідність ідентифікації діагностичних моделей, то виходить так, що від періодичного контролю технічного стану слід переходити до суцільного моніторингу діагностичних параметрів. Однак, це відноситься тільки до об'єктів особливого ризику. Наявний поріг природньої точності оцінки діагностичного параметра стримує впровадження стратегії його суцільного моніторингу.

Поряд із введенням кількісної оцінки ризику в моделі витрат, з'являються моделі, що містять безрозмірну характеристику ризику. Актуальність контролю цього показника виразилася в розробці концепції RBI - технічному обслуговуванні, орієнтованому на підтримку заданого рівня безпеки. У такій ситуації математико-статистичні моделі, збагачені імовірно-фізичними методами опису деградаційних процесів, більш ефективні для оптимізації режиму обслуговування. Особливо це яскраво проявляється для стратегій обслуговування по стану, ніж в умовах використання нормативно - превентивних стратегій.

Підводячи підсумок сказаному, можна сформулювати вимоги до моделей для призначення параметрів режиму контролю технічного стану. Насамперед, слід зазначити, що елементи технічних систем мають неоднакову значимість із погляду наслідків відмови. Тому вони не можуть обслуговуватися по однакових стратегіях, і отже, не можуть використовуватися ідентичні моделі ТОіР для всього устаткування єдиного виробничого комплексу. Підтвердженням цього виводу може бути наступна ситуація. Нормативна база ТОіР українських виробництв застаріла, вона сприяє надмірній витраті засобів. Це не влаштовує менеджмент, який шукає всілякі шляхи скорочення витрат в області обслуговування устаткування. Під час відсутності централізованих рекомендацій щодо експлуатаційних стратегій і реорганізації державного нагляду за промислово небезпечними об'єктами, на підприємствах стихійно

складається змішана стратегія ТОіР, що поєднує систему планово-запобіжних ремонтів, обслуговування по необхідності і технічному стану [27].

Для устаткування, у якого після відповідності технологічним потребам пріоритетом є безпечна його робота, алгоритм вибору режимів ТОіР повинен прогнозувати залишковий ресурс, як основний показник технічного стану. Інтервал інспектування  $\delta$  не може бути більше, ніж залишковий термін служби  $t_{rem}$ . Тобто, проблема вибору міжінспекційного інтервалу розуміється, як проблема пошуку залишкового ресурсу, який повинен бути передбачений достовірно, точно і на досить тривалий період. Дана вимога, під якою мається на увазі завчасність прогнозу, трохи умовна, її досить складно формалізувати. Найкраще зміст цієї умови видний на прикладі діагностування підшипникових вузлів, стан яких оцінюється по температурі їх нагрівання і по показниках віброактивності. Особливість поведінки обох діагностичних показників полягає в тому, що до свого критичного значення  $Y_0$  вони наближаються за дуже короткий час  $h$ , що не перевищує 10% від прогнозованої довговічності  $T_0$  (рис. 4.1). У практичному плані ця обставина не дає можливості застосовувати іншу стратегію, крім як коригувальну. Діагностування в цій ситуації лише знижує вагу наслідків відмови.

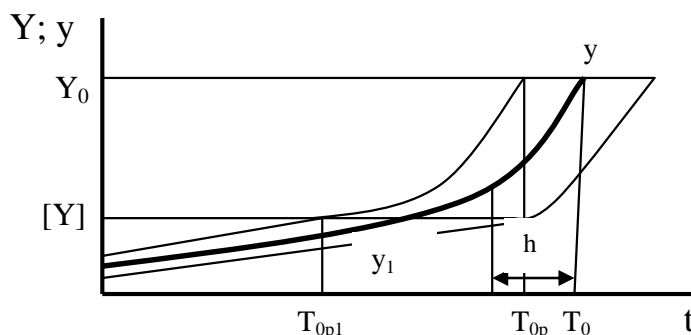


Рис. 4.1. Деградаційний процес із катастрофічним характером

Завчасне прогнозування можливе на середній ділянці, що встановилася,  $y_i(t)$ . Але тоді доводиться невинувато низкою встановлювати припустиму величину  $[Y]$ . Це веде до низької точності прогнозу і заниженої гарантованої довговічності  $T_{0pl}$  у порівнянні з фактичною  $T_{0p}$  (рис. 4.1). Звичайно, сказане не відноситься до ситуації, коли нелінійне рівняння процесу  $y(t)$  відомо заздалегідь. Але звичайно тренд процесу визначають за допомогою контролів, а його інтенсивність на катастрофічній ділянці важко вгадати. У результаті об'єкт доводиться знімати з експлуатації з не повністю виробленим ресурсом.

Короткочасне прогнозування веде до частішого контролю, що веде до необхідності проведення вартісного аналізу. Додатковий критерій для

імовірно-фізичних моделей ускладнює завдання вибору параметрів режиму. Таким чином, з одного боку, ефективно прогнозування дає можливість не прибігати до контролю, але, з іншого боку, таке прогнозування ґрунтується на глибокому контролі параметрів технічного стану аж до їхнього моніторингу, покликаного ідентифікувати діагностичну модель.

Подолати це замкнене коло можливо шляхом раціонального вибору діагностичних параметрів і адекватної їм діагностичної моделі. Алгоритми їх рішення повинні забезпечити **точно, достовірно і завчасне** прогнозування залишкових ресурсів в імовірнісному аспекті. Для цього самі моделі повинні бути сприйнятливі до ідентифікації моделей деградаційних процесів, що відіграють для перших роль вхідних функцій. Тим самим з'являється можливість реалізації концепції покрокового уточнення ресурсу.

Діагностичні показники повинні характеризувати технічний стан **комплексно**. Тобто, мати властивість об'єднання окремих діагностичних параметрів. Наприклад, використовуваний у стратегіях ТОіР по стану діагностичний параметр у вигляді імовірності безвідмовної роботи є комплексним, але має ряд недоліків.

1. При значній кількості елементів технічної системи і ушкоджуючих процесів, що впливають на неї, загальна оцінка показників технічного стану виявляється заниженою. Це розходиться з вимогою достовірності оцінки і з тенденцією обліку всіх факторів впливу на працездатність: для складних технічних систем наперед невідомо, який фактор виявиться домінуючим і який елемент відмовить.

2. Крім того, деякі моделі надійності нечутливі до наробітку на значному протязі періоду експлуатації  $T_0$  («вейбулловські» функції надійності слабо змінюються на  $\approx (3/4)T_0$ ). Порушується побажання завчасності. Якщо моделі чутливі до наробітку (експонентна функція надійності), то в них є інша вада. Знайдений з їхньою допомогою медіанний ресурс **системи** виявляється значно заниженим у порівнянні з аналогічним ресурсом окремих елементів системи [28]. Очевидно, це пояснюється особливостями правил об'єднання окремих показників надійності в систему. Але з погляду ТОіР це незручно, оскільки з'являється можливість призначати дату відновлень, але немає можливості об'єктивно планувати **обсяг** ремонтних робіт – не ясно, які вузли і деталі підлягають заміні. З'ясувати це передбачається в процесі попередніх інспекцій, що не цілком відповідає стратегіям обслуговування по стану і не сприяє повноті виробітку ресурсу.

У висновку варто відзначити, що математико-статистичні методи не орієнтовані на прогнозування часу перебування системи у відповідній фазі технічного стану. Ця інформація для них здобувається апостеріорно.

Використовувана в економіко-статистичних моделях величина часу експлуатації  $T_0$  не є технічним ресурсом. Це призначений, у більшості випадків, строк експлуатації, що має зміст не усередненого значення (яким є ресурс або довговічність), а максимальної величини, якої може досягати час наробітку на відмову. У імовірно-фізичних моделях обґрунтовується технічний ресурс, і тим самим, з'являється орієнтир для обчислення ступеня його вичерпання, як діагностичної ознаки.

#### 4.2 Два способи оцінки показників технічного стану

Щоб більш обґрунтовано, з більшим розумінням підходити до розробки діагностичних алгоритмів і регламентів ТОіР, варто звернути увагу на два принципово протилежні способи оцінки показників технічного стану. Вони, у свою чергу, обумовлюють два типи моделей для оцінки ресурсів (вихідних, залишкових) об'єкта.

Оцінка технічного стану об'єкта проводиться по контролю його показників, для яких можлива побудова кінетичної моделі, під якою мається на увазі залежність параметра від часу експлуатації. Тобто, розглянуті в 3 частині деградаційні процеси  $y(f)$  є кінетичними моделями. Одним із правил вибору діагностичних показників є однозначність характеристики ними технічного стану. Другим правилом є достатня чутливість діагностичного показника (або його параметра) до часу наробітку. Бажано, щоб ця чутливість не мінялася за міжремонтний період. Це дає можливість використовувати добре відпрацьовані алгоритми для лінійних процесів  $y(f)$ .

**1 спосіб.** Для прямого діагностичного показника, як правило, відомі граничні величини  $Y_0$  і  $[Y]$ , вони є первинними факторами побудови моделі (рис. 4.2, а). Припустимий строк експлуатації  $[T]$  при цьому визначається по крапці перетинання процесом  $y(f)$  рівня  $[Y]$ . При інспекціях  $j$  уточнюються параметри моделі  $y(f)$ , а технічний стан характеризується пошкодженням  $d_j = y_j/[Y]$ .

Діагностична модель, відповідна такій ситуації, може називатися параметричною, оскільки технічний стан оцінюється за допомогою порівняння поточного (діючого, зовнішнього) значення параметра  $y$  і його припустимого значення  $Y$  (опір механічної системи). До моделей надійності такого типу відноситься розповсюджена модель порівняння пари «навантаження - міцність», при якій останні імітуються різноманітними математичними способами, утворюючи за цей рахунок близько десятка комбінацій [29].

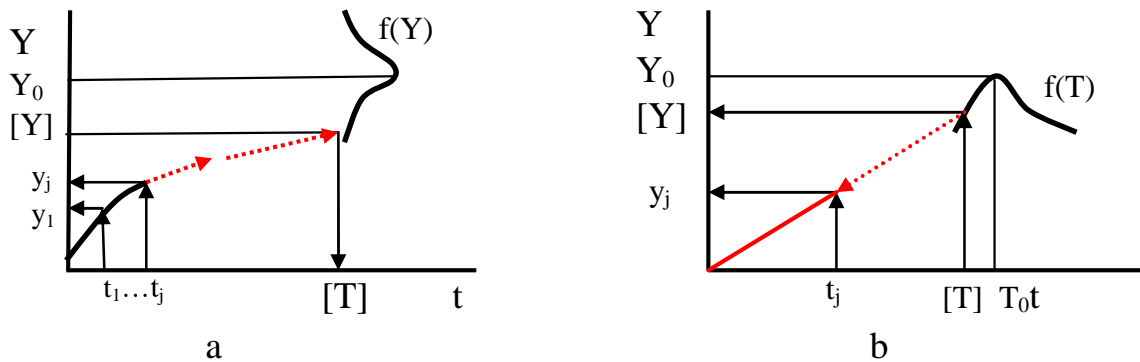


Рис. 4.2. Схема визначення параметрів технічного стану по параметричній (а) і ресурсній (б) моделям

У якості прямих діагностичних показників можуть виступати робочі параметри машини, якими визначається її призначення, а також витрата потужності, к. к. д. і таке інше. Такі показники мають комплексний характер. На них впливають процеси, що ушкоджують, протікаючі у вузлах машин і механізмів. Параметри таких процесів також використовуються в якості прямих діагностичних показників. Наприклад, в останні роки одержало поширення діагностування за допомогою виміру параметрів віброактивності роторних вузлів машин. Але потрібно чітко представляти, що за трендом кожного діагностичного показника **всієї** машини стоїть деградаційний процес **матеріалу** елемента конструкції або деталі. Наприклад, тренд параметрів віброактивності обумовлений розвитком процесів зношування, які безпосередньо складно зареєструвати в реально працюючій машині. Таке представлення важливе, оскільки гранично припустимі характеристики опору матеріалів, на відміну від аналогічних характеристик діагностичних параметрів машин, відомі і отримані стандартними методами. На перший погляд, це відкриває перспективи для оперативного прогнозування ресурсу. Однак більш детальний аналіз показує, що кінетика багатьох деградаційних процесів (зношування, тріщина) підпорядковується  $s$  – подібній кривій з наявністю катастрофічної ділянки. А це, як ми вже відзначали, ускладнює досягнення компромісу між безпечним терміном служби і повним виробітком ресурсу.

**2 спосіб.** У теорії надійності (як і в її практиці) найбільш складними і небезпечними вважаються відмови раптового типу, які, на відміну від поступових, складно (неможливо) прогнозувати і діагностувати. Розвиток засобів технічної діагностики робить розподіл відмов на два зазначені типи трохи умовним [24]. Пояснюється це тим, що в раптовій відмові є «передісторія», що дозволяє виявити передвідмовний стан. У механічних системах раптовою відмовою виглядає крихке руйнування внаслідок розсіяного втомного ушкодження. Таке трактування відмови при втомі обумовлена малим



періодом заключного розвитку тріщини в порівнянні з періодом її зародження. Якщо відслідковувати (контролювати) цей період, то відмова буде відповідати своїй поступовій природі. До теперішнього часу розроблені способи прямого контролю розсіяного втомного ушкодження. Це і датчики втомного ушкодження - свідки процесу навантаження; це і фізичні методи контролю, наприклад, сигналів акустичної емісії, термопружності; це і безпосередній контроль параметрів мікроструктури металу; це і реєстрація отриманої за цикл енергії деформування. Однак, по різних причинах подібні прямі способи не мають достатнього поширення. Більш реально виглядає контроль розсіяного втомного ушкодження за допомогою природніх джерел інформації про роботу механічних систем, які є непрямими діагностичними показниками. У технологічному устаткуванні, зокрема, прокатного виробництва одержали поширення системи контролю процесу навантаження. З одного боку, окремі його показники можуть відбивати зношування вузлів, будучи прямими діагностичними параметрами. З іншого боку, є можливість по навантаженості оцінювати ресурс до утворення втомної тріщини.

Алгоритм діагностування в такій ситуації відрізняється від описаного вище 1-го способу. Це пов'язане, у першу чергу, з тим, що значення діагностичного параметра, що допускається, яким є звичайно або напруження, або деформація, залежить від багатьох факторів, зокрема, від рівня діючих навантажень і від їхнього чергування. Тому на їхній підставі розраховується відразу ресурс  $[T]$  (довговічність до граничного стану). Потім для оцінки поточного технічного стану (залишкового ресурсу) модель трансформується в кінетичну, коли діагностичними параметрами виступають або наробіток  $t_j$ , або ушкодження  $d_j$  (рис. 4.2, б). Якщо для **параметричної моделі** (1-й спосіб) пошкодження являє собою відношення поточного значення параметра до значення, що допускається  $d_{jy} = y_i / Y$ , то для **ресурсної моделі** (2 спосіб) поточне пошкодження збігається зі ступенем виробітку ресурсу і є також відносною довговічністю:  $d_{ji} = t_j / [T]$ . Відклавши по осі ординат втомне пошкодження  $D$ , встановивши  $D=1$  для довговічності, що допускається  $[T]$ , маємо збіг поточних втомних пошкоджень, коли  $d_j = d_{jy} = d_{ji}$ . Це дає можливість абстрагуватися від траєкторії лінії  $d(t)$ , а уявити її похилою прямою (лінійне підсумовування), маючи постійність накопичення пошкоджень за міжремонтний період.

#### 4.2.1 Про кінетичні моделі накопичення втомних пошкоджень нелінійного типу

Для опису деградаційного процесу у вигляді накопичення розсіяного втомного пошкодження, крім ресурсних моделей (2 способ), відомі і моделі параметричного типу (1 спосіб). За аналогією із процесом росту магістральної втомної тріщини кінетика накопичення пошкоджень представлена ввогнутою кривою (рис. 4.3, а), коли елементарне (за 1 цикл) пошкодження пов'язане з відносною довговічністю залежністю  $d = d_{ji}^\mu$ , а інтенсивність (швидкість) накопичених пошкоджень виглядає як [30]:

$$V_D = V_y = \frac{\mu}{T_0} d_{ji}^{\mu-1} \quad (4.1)$$

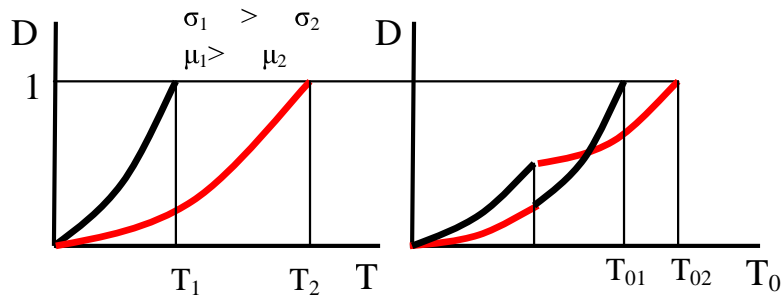


Рис.4.3. Нелінійна модель накопичення пошкоджень при стаціонарному навантаженні ( $T_1$  і  $T_2$ ) і при двоступінчастому навантаженні, що ілюструє парадоксальне збільшення довговічності для розміцнюючого блоку ( $T_{02}$ ) у порівнянні з зміцнюючими ( $T_{01}$ )

Як видно, величини  $d$  та  $V_D$  непостійні і збільшуються з часом експлуатації. Вважається, що подібні моделі враховують історію навантаження (характер чергування навантажень). Найбільш яскраво це ілюструється на найпростіших двоступінчастих блоках (рис. 4.3, б). Блоки зі зростаючим навантаженням (названі зміцнюючими, лінія 1, рис. 4.3, б) згідно з розглянутою моделлю, мають меншу довговічність  $T_{\Sigma 1}$ , ніж довговічність для блоків з спадаючим навантаженням  $T_{\Sigma 2}$  (розміцнюючими блоки, лінія 2, рис. 4.3, б) [30]. Цей парадоксальний висновок ігнорує ефект «тренування» і не цілком відповідає експериментальним даним. Причина даного парадокса пов'язана з тим, що для шабля з високими напругами  $\sigma_1$  і параметром  $\mu_1$  катастрофічна ділянка росту пошкоджень (з великою інтенсивністю  $V_D$ ) настає значно раніше, ніж для шабля з низькими величинами  $\sigma_2$  і  $\mu_2$ . І якщо це відбувається

на ранніх стадіях експлуатації при значному ресурсі, то з позицій даної моделі, довговічність збільшується в порівнянні з зміцнюючими блоками. Інтенсивність накопичення пошкоджень при рівні напруг  $\sigma_i$  залежить від вже накопиченого пошкодження до  $i$ -го щабля. Із цього випливає, що нелінійні кінетичні моделі за своєю формою пристосовані для обліку історії навантаження.

З наведеної ситуації видно основна відмінність між ресурсною і параметричною моделлю втомної довговічності: для першої моделі при розрахунках величини  $T$  гранична величина  $D_o$  в загальному випадку відрізняється від одиниці, а для другої моделі граничний стан, що визначає довговічність, настає при перетинанні процесом  $d(t)$  фіксованого значення  $D_o=1$ . Корінь проблем розглянутої нелінійної кінетичної моделі, на наш погляд, криється в тому, що вона відображає два етапи втомного руйнування – накопичення розсіяного пошкодження (1 етап) і ріст магістральної тріщини (2 етап), які відбуваються по різних механізмах. Для стратегій обслуговування по технічному стану, коли активно використовуються засоби технічної діагностики для контролю появи і розвитку тріщини, актуально по непрямим ознаках контролювати розсіяне втомне пошкодження. Тоді його накопичення можна апроксимувати лінійною кінетикою. Тріщину ж (якщо вона припустима, маючи низьку швидкість росту) слід контролювати по прямим ознакам. Об'єднання в моделі 2-х механізмів руйнування при фіксованому значенні  $D_o=1$  не дає можливості врахувати відомий ефект гальмування розвитку тріщин з появою перевантажувального щабля.

Фактор історії навантаження значимий при незначному числі блоків (від 10 до 15). Якщо довжина блоку невелика, при експлуатації спостерігається їхнє гарне переміщення і фактор чергування щаблів навантаження слабо впливає на граничне накопичене пошкодження (воно може відрізнитися від одиниці). Це дає підставу представляти процес накопичених пошкоджень  $d(t)$  кусочно-лінійною функцією.

Таким чином, використання кінетичної моделі нелінійного типу вимагає зваженого підходу, щоб не одержати суперечливих результатів. Фактично, параметрична модель розсіяних втомних пошкоджень (1 спосіб) не має переваг перед моделлю ресурсного типу (2 спосіб).

При розробці регламенту ТОіР слід чітко представляти, яка модель, який спосіб покладений в основу оцінки технічного стану. Ресурсні моделі широко використовуються на стадії проектування для розрахунків терміну служби, але на стадії експлуатації технологічного устаткування їх, як правило, не трансформують у кінетичні. Подібне застосування результатів проектних розрахунків відповідає «нормативній» стратегії використання устаткування,

планово - запобіжній системі ТОіР і не відповідає принципам обслуговування по технічному стану. Також малоефективно, коли залишковий ресурс контролюється по зафіксованому середньому або гамма - процентному ресурсу. Виведена з даної передумови формула визначення кількості контролів показує, що їх число (від 2 до 6) приблизно таке ж, як і те, що виходить із економіко-статистичних моделей. Але такий підхід, по-перше, припускає експлуатацію деталі в зоні високого ризику, що не відповідає принципам його запобігання. По-друге, не ясно, який показник оцінювати при контролі деталей, що зазнають втомного пошкодження. Фактично, об'єкт працює до відмови, а проведення інспекцій веде до росту витрат на ТОіР.

Якісне прогнозування гарантованого ресурсу веде до виключення процедури контролю. Але, проте, це необхідно робити, оскільки, саме, контроль і забезпечує точний прогноз. Стосовно до втомних явищ в елементах технологічного устаткування доцільно контролювати процес навантаження, але не постійно, а реєструючи лише «викиди» за рамки розрахункових його параметрів. Після чого слід перерахувати гарантований залишковий ресурс, оскільки «викиди» впливають на інтенсивність накопичення пошкоджень. Вихідний ресурс встановлюється на початковому етапі експлуатації після дослідження фактичних умов роботи.

Наостанок варто також звернути увагу на ще одну ознаку, що ділить кінетичні моделі на їхні типи. Якщо деградаційний процес  $y(f)$  являє собою монотонно зростаючу функцію (не обов'язково, щоб росла інтенсивність), то це модель накопичених пошкоджень. А якщо ні, то, коли використовується монотонно - спадаюча функція – це модель вичерпання ресурсу.

### 4.3 Концепція прийнятного ризику при оцінці технічного стану

Канонічне визначення ризику являє собою добуток частоти аварій  $f$  на збиток від них  $S$  (інтенсивність втрат):  $i=f \cdot S$ . На цій підставі ризик вимірюється через втрати в одиницю часу. Використовуючи байєсовське трактування імовірності, як міру надійності одержуваного результату, ризик можна представити як:  $i = Q \cdot S$ , де  $Q$  - імовірність відмови (аварії). Тобто, ризик є питомим показником, через який визначається абсолютний (загальний) збиток  $I$  за час експлуатації  $t$ :  $I = i \cdot t$ .

У ризик - аналізі прийнято розділяти його матеріальну і частотну складову, використовуючи поняття оперативної характеристики ризику:

$$\rho = Q/P = Q/(1 - Q), \quad (4.2)$$

де  $P$  - імовірність безвідмовної роботи протягом строку експлуатації.

Тоді безпека експлуатації буде:

$$R = 1 - \rho. \quad (4.3)$$

Таким чином, у даному аспекті безпека представляє стан устаткування, при якому ризики його експлуатації не перевищують прийнятних (припустимих) рівнів [7].

З наведених виражень випливає, що детерміновані розрахунки, що використовуються для оцінки міцності, коли імовірність  $P=0.5$ , для оцінки безпеки марні, оскільки її не забезпечують:  $\rho = 1$  і  $R=0$ . При реально забезпечуваних рівнях надійності, де імовірність руйнування не перевищує  $Q < 0.05$ , рівень безпеки  $R$ , практично, стає рівним імовірності безвідмовної роботи.

Маючи рівень збитку від відмови всієї технічної системи  $S_\Sigma$ , позначивши значимість від відмови  $i$ -го елемента під впливом  $k$ -го деградаційного процесу, як критичність або значимість  $u_{ik}=S_{ik}/S_\Sigma$ , одержуємо узагальнений ризик системи:

$$i_\Sigma = S_\Sigma \cdot \sum Q_{ik} \cdot u_{ik}. \quad (4.4)$$

Таким чином, порівнювати ризики в межах одного об'єкта можна по безрозмірному вираженню, що перебуває під знаком суми, який можна називати безрозмірним ризиком:

$$\rho_\Sigma = \sum \rho_{ik} = \sum Q_{ik} \cdot u_{ik}. \quad (4.5)$$

На цій підставі ризик можна трактувати, як добуток імовірності відмови на його значимість, що підтверджує вираження (4.3).

У теорії технічного обслуговування аналогом ризику виступає інтенсивність експлуатаційних витрат (питомі витрати)  $c$  на технічне обслуговування і ремонт, вимірювана в тих же одиницях. Фактично, ризик – це позапланова частина витрат на ТОіР, віднесена до гарантованого часу експлуатації. Але ризик враховує не тільки витрати на відновлення  $C_p$ , але і втрати виробництва, у тому числі, і соціального характеру. У теорії технічного обслуговування цьому також є аналог - коефіцієнт упущеної вигоди [8]. Постійність ризику свідчить про лінійний характер росту витрат на ТОіР і втрат у часі.

Ризик, будучи мірою інтенсивності збитку, може бути діагностичним параметром, що визначає момент відновлення або період експлуатації. Це видно по його зв'язку із кривою відмов  $z-t$  (рис. 4.4), яка являє собою монотонну функцію зі зростаючою інтенсивністю [8]. Якщо величина  $i=const$ , процес експлуатації є сталим. Різке збільшення нахилу функції збитків або втрат  $I-t$ , коли  $i_2 > i_1$  (рис. 4.4), свідчить про необхідність ремонтних впливів.

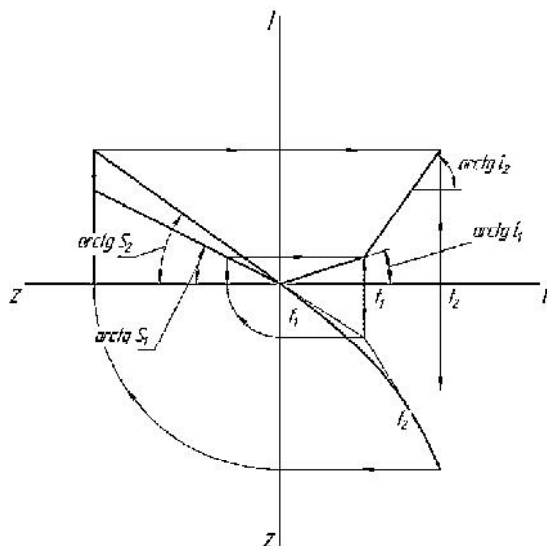


Рис. 4.4. Схема формування кінетики абсолютного збитку  $I$  у процесі експлуатації ( $I$  квадрант) на підставі кривої відмов  $z$  за час експлуатації  $t$  ( $II$  квадрант)

Критерій граничного стану за концепцією прийнятного ризику формалізується у вигляді:

$$\rho_j < [\rho] \text{ або } R_j > [R], \quad (4.6)$$

коли поточні рівні ризику або безпеки  $\rho_j$  і  $R_j$  рівняються із граничними значеннями  $[\rho]$  і  $[R]$ .

Об'єктивно встановити рівень прийнятного ризику  $[\rho]$  можливо за допомогою комплексної діаграми експлуатаційних показників, що поєднують діаграми збитків, ризиків, собівартості продукції і ресурсу, прийнявши за величину  $[\rho]$  його оптимальне значення  $\rho_{opt}$  (рис. 4.5). Він визначається з діаграми збитків, яка складається зі спадаючої функції вихідної (початкової) вартості механічної системи  $C_{eq0}(\rho)$  і зростаючої функції збитків  $I(\rho)$ . Перетинання графіків зазначених функцій відповідає мінімальному збитку від відмови і оптимальному ризику ( $I$  квадрант, рис. 4.5). Чим менше засобів вкладається в розробку устаткування, чим дешевше матеріали і технології для

його виготовлення, тим воно менше коштує, а ризик експлуатації вище [29]. Отже, функція  $C_{eq0}(\rho)$  визначає поточний (діючий) ризик, розташований у лівій частині нерівності (4.6). Функція збитків  $I(\rho)$  складається з ремонтних витрат  $C_{pc}$  і збитків від простоїв  $C_m$ . У свою чергу, функція ремонтних витрат  $C_{pc}(\rho)$  являє собою перетворення функції *поточних* ремонтних витрат  $C_{pc}(t)$ , алгоритм якого показаний пунктирними стрілками на рис. 4.5. На ньому ж в III квадранті прямою лінією показана функція розподілу довговічностей в околиці імовірності  $P=0.5$ , а в IV квадранті наведений графік рівняння (4.2).

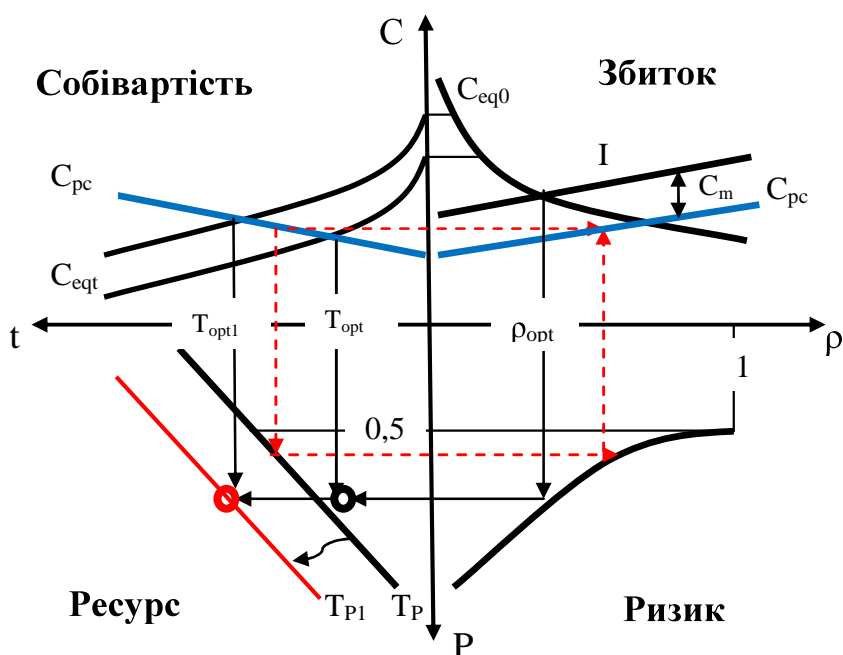


Рис. 4.5. Комплексна діаграма експлуатаційних показників

Відома діаграма собівартості продукції, що виробляється за допомогою розглянутого устаткування (II квадрант, рис. 4.5). Мінімум собівартості  $C_{min}$  перебуває на перетинанні спадної функції  $C_{eqt}$  і зростаючої функції  $C_{pc}(t)$ . Величині  $C_{min}$  відповідає оптимальний термін служби  $T_{opt}$  [12]. Недолік цієї моделі пов'язаний з невизначеністю імовірності відмови, якій відповідає отриманий оптимум. Найчастіше за замовчуванням вважають  $T_{opt} \equiv P=0.5$ , але тоді не забезпечується безпека, тому що  $\rho=1$ . Функція  $C_{eqt}$  є функцією втрати вартості устаткування за рахунок його амортизації. Її положення пов'язане з початковою вартістю устаткування  $C_{eq0}$ . Чим вона вище, тим оптимальний термін служби  $T_{opt}$  довше, і тим більше припустимий ризик  $\rho_{opt}$ . Остання обставина сприяє зниженню інтенсивності ремонтних витрат і більш пологому ходу графіка функції  $C_{pc}(t)$ , що в ще більшій мірі зміщає  $T_{opt}$  в область тривалих

термінів служби. У результаті цього при експлуатації може бути допущений більш високий рівень поточного ризику  $\rho_j$  і скорочені витрати на ТОіР.

Збільшення збитків від простоїв  $C_m$  веде до зменшення рівня  $\rho_{opt}$ , що відіграє роль припустимого параметра, що спричиняє необхідність зниження поточного ризику  $\rho_j$ . Вимоги до контролю механічних систем у такій ситуації посилюються, що веде до росту витрат на інспектування.

Індикатором ступеня забезпечення безпеки є положення графіка функції розподілу довговічностей. Маючи оптимуми ресурсу і ризику по комплексній діаграмі експлуатаційних показників можна одержати необхідне розташування графіка  $T_p$  (суцільні стрілки, рис. 4.5). Якщо графік функції розподілу довговічностей проходить лівіше крапки перетинання ліній від  $\rho_{opt}$  та  $T_{opt}$  (коло, рис. 4.5), то ресурс і безпека вважаються забезпеченими. А якщо ні, то слід «корегувати» положення графіка функції розподілу довговічностей, або шляхом уточнення ресурсу, або шляхом відновлення властивостей механічної системи (відображається на діаграмі поворотом графіка  $T_p$  або його зсувом вбік тривалих ресурсів).

На стадії проектування і на ранніх стадіях експлуатації даних для одержання комплексної діаграми експлуатаційних показників може виявитися недостатньо. Незважаючи на свою об'єктивність даний підхід трудомісткий, і більш просто нормувати ризик залежно від категорії якості машин. Наприклад, білоруським стандартом «СТБ 1234-2000. Системи силові. Статистичні показники якості» регламентовані рівні, що допускаються,  $[\rho]=0,005$  - для вищої категорії якості,  $[\rho]=0,0101$  для першої і  $[\rho]=0,0526$  - для другої категорії.

#### 4.4 Індекс безпеки – комплексний показник технічного стану

У багатьох моделях для вибору параметрів режиму ТОіР використовується функція надійності  $P(t)$ , що представляє собою зміну імовірності безвідмовної роботи за час експлуатації. Незважаючи на універсальність цього показника, він має ряд недоліків (частково про них зазначено на початку цієї частини). По-перше, це мала чутливість величини  $P$  до наробітку. По-друге, якщо вдається підібрати форму закону  $P(t)$ , що задовільно реагує на наробіток, то в передвідмовній області вона занижує імовірність безвідмовної роботи  $P$  у порівнянні з реальною функцією розподілу довговічності **окремого елемента** механічної системи.

Щоб уникнути зазначених протиріч, виходячи з ресурсного трактування імовірності безвідмовної роботи, застосовується індекс безпеки, що представляє логарифм гарантованого запасу довговічності для безпеки  $R$ :



$$\beta_R = \lg n_{NR} = \lg \frac{T_Q}{t_R} = \lg T_Q - \lg t_R, \quad (4.7)$$

де  $T_Q$  – мінімальне значення ресурсу, одержуване по функції розподілу довговічності для імовірності відмови  $Q=1-R$ ,

$t_R$  - максимальне значення наробітку, визначене по функції розподілу наробітку для імовірності  $R \geq 0.5$ .

У термінах технічної діагностики стосовно до імовірностно-фізичних методів цей показник буде виглядати так (рис. 4.6):

$$\beta_R = Y_Q - y_R = \beta_{R0} - \lg t_R. \quad (4.8)$$

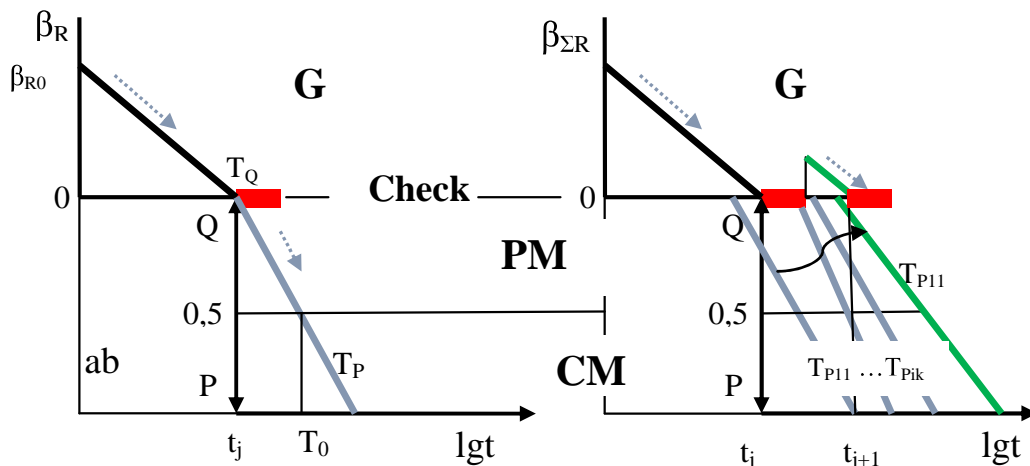


Рис. 4.6. Схема моделі деградаційного процесу на основі індексу безпеки для «слабкої ланки» (а) і для складної технічної системи (в)

У результаті використання індексу безпеки кінетична модель деградаційного процесу типу вичерпання ресурсу (спадаюча функція) розділяється на дві ділянки. На початковій ділянці експлуатації технічний стан контролюється за графіком індексу безпеки, що є в подвійних логарифмічних координатах прямою лінією з нахилом під 45 градусів. Вона виходить із точки  $\lg T_Q = \beta_{R0}$  і попадає в точку із цією ж довговічністю при  $\beta_R = 0$ . Таким чином, положення функції деградаційного процесу (функції безпеки в цьому випадку) однозначно визначається по одній крапці і вона (функція) має оптимальну чутливість. Контролюючи наробіток  $t$  найнебезпечнішого місця, що зазнає дії найбільш інтенсивного процесу, що ушкоджує (принцип слабкої ланки), при

наближенні  $\beta_R \rightarrow 0$ , а  $t_y \rightarrow T_q$  доцільно призначати інспектування об'єкта і контроль технічного стану (check, рис. 4.6). При  $\beta_R > 0$  об'єкт перебуває в працездатному стані (G, рис. 4.6). При  $\beta_R < 0$  технічний стан контролюється вже не індексом безпеки, а функцією надійності  $P(t)$ , оскільки в цій області вона чутлива до наробітку. При  $P > 0.5$  об'єкт попадає в зону профілактичних замінів (ремонтів) (PM, рис. 4.6). При подальшій експлуатації, коли імовірність безвідмовної роботи падає до  $P < 0.5$ , а ризик зростає до  $\rho \rightarrow 1$ , об'єкт перебуває в зоні аварійних відмов (CM, рис. 4.6).

Використання для контролю технічного стану безпосередньо ризику, як діагностичного параметра може бути некомфортним. Це пов'язане з деякими особливостями.

1) Ризик  $\rho$ , у силу його зв'язку з імовірністю безвідмовної роботи, малочутливий до змін технічного стану системи на досить тривалому інтервалі експлуатації.

2) Складно об'єктивно встановити гранично припустимий рівень ризику.

3) Достовірність його оцінки залежить від достовірності оцінки ініціюючої відмови. Звичайно вона проводиться за допомогою математико-статистичних методів, точність яких достатня для прогнозування економічних втрат. Для контролю технічного стану необхідно застосовувати імовірностно-фізичні методи.

Зв'язок між безрозмірним показником ризику і індексом безпеки може бути встановлена в такий спосіб. В області високих імовірностей (де саме і використовується індекс безпеки) експонентна функція надійності може бути виражена через пошкодження у вигляді відносної довговічності  $d$  як:

$$R = \exp(-d) \approx 1 - d. \quad (4.9)$$

Звідки випливає, що поточне пошкодження елемента механічної системи  $i$  від деградаційного процесу  $k$  буде  $d_{ik} = Q_t$ . Тобто, накопичене пошкодження цілком характеризує ризик експлуатації і ступінь втрати працездатності. Тоді можливо визначати ризик системи як:

$$\rho_\Sigma = \sum (d_{ik} \cdot u_{ik}). \quad (4.10)$$

Оскільки пошкодження  $d_{ik}$  змінюється з часом наробітку, то подібно йому змінюється і величина  $\rho_\Sigma$ . Враховуючи, що гарантований запас довговічності обернено пропорційний гарантованому пошкодженню  $n_{NR} = d_R^{-1}$ , а індекс безпеки - його логарифм маємо:

$$\beta_R = - \lg d_R \quad \text{або} \quad d_R = 10^{-\beta_R}. \quad (4.11)$$

Використовуючи (4.10) остаточно одержуємо:

$$\beta_{\Sigma R} = \lg \left( \sum u_{ik} \cdot 10^{-\beta_{ikR}} \right)^{-1}, \quad (4.12)$$

де  $\beta_{ijp}$  – індекс безпеки  $i$  – го елемента для  $k$ - го процесу, що ушкоджує, отриманий по функціях розподілу ресурсу і наробітку для імовірності  $R$ .

Використання методу індексу безпеки дозволяє вирішити проблему знаходження компромісу між 4 параметрами режиму інспектування, кожний з яких має оптимальне значення. До них відносяться допуски, що випереджають,  $\Delta_y$  і  $\Delta_r$ , імовірність відмови  $q$  (або безвідмовність  $p$ ) і питома вартість ТОіР  $c$ . У даному алгоритмі задається прийнятний рівень ризику  $[\rho]$ , а потім по (4.3) визначається необхідна безпека  $R$ , для якої знаходять поточні значення  $\beta_{\Sigma R}$ . Тим самим виключається один з 4-х критеріальних факторів оптимізації, що полегшує рішення завдання. Тоді при імовірності безвідмовної роботи  $P \geq R$  процес вичерпання ресурсу моделюється індексом безпеки  $\beta_{\Sigma R}(t)$ , а при  $P < R$  процес представляється функцією розподілу ресурсу  $T_{Pik}$  (рис. 4.6, б). Допуск, що випереджає,  $\Delta_t$  у даній методології приймає зміст залишкового ресурсу:

$$t_{rem} = \Delta_t = (n_N - 1)t_R = (10^{\beta_R} - 1)t_R. \quad (4.13)$$

Комплексний характер такого діагностичного параметра, як індекс безпеки проявляється через його властивість об'єднання приватних показників елементів і процесів, що ушкоджують в узагальнений показник  $\beta_{\Sigma R}$ . Не слід спрощувати його розуміння до рівня «середньої температури по лікарні». Для складних конструкцій більшу частину часу експлуатації не ясно, який з деградаційних процесів і в якому місці є домінуючим, лідируючим у нанесенні пошкоджень. Така інформація очевидна для простих технічних систем. Під час контролю технічного стану складних технічних систем, крім іншого, виявляється слабка ланка, будь то елемент системи або процес, що ушкоджує, і проводиться відновлення властивостей опору. Це відображається зсувом функції розподілу довговічностей  $T_{P11}$  убік тривалих термінів служби, а

максимальний індекс безпеки отримує нове значення  $\beta_{\Sigma R_j}$ , яке визначає новий гарантований ресурс і дату наступного контролю (рис. 4.6, б).

#### 4.5 Індекс безпеки при поступових відмовах

У теорії надійності звичайно фігурує представлення імовірності відмови пропорційно площі перекриття під правою гілкою графіка щільності розподілу показника діючого процесу, що ушкоджує,  $f(y)$  і під лівою гілкою такого ж графіка показника опору системи  $f(Y)$ . Виходячи із цього імовірність відмови  $Q$  визначається через статистичний запас  $\gamma$  і функцію Лапласа  $\Phi$ :

$$Q = \Phi(\gamma). \quad (4.14)$$

Для нормально розподілених незалежних показників  $y$  та  $Y$  (при  $Y > y$ ) маємо:

$$\gamma = \frac{\bar{Y} - \bar{y}}{\sqrt{S_Y^2 + S_y^2}}, \quad (4.15)$$

де  $\bar{Y}$  і  $\bar{y}$ ,  $S_Y$  та  $S_y$  - відповідно, медіанні значення і середньоквадратичні відхилення (СКВ) показників  $y$  і  $Y$ .

Статистичний запас у даному формулюванні, названий у літературі індексом безпеки Корнелла (Cornell's safety index) [79], можна інтерпретувати як мінімальну відстань від центру  $O$  до лінії, відповідної до рівняння  $\varepsilon = Y - y$ , яка розділяє працездатний стан (safe) від непрацездатного (failure, рис. 4.7, а). Положення центру  $O$  визначається безрозмірними показниками технічного стану  $\gamma_y = \bar{y}/S_y$  та  $\gamma_Y = \bar{Y}/S_Y$ , які є зворотними до коефіцієнтів варіації величин  $y$  і  $Y$ . Знаменник формули (4.15) є СКВ величини  $\varepsilon$ . Метод статистичного запасу (у літературі його називають first-order second-moment method [31]) одержав розвиток на ситуацію багатомірної надійності, коли об'єкт перебуває під дією мультидеградаційних процесів, кожний з яких має індекс безпеки  $\gamma_i$ , отриманий по (4.15). Тоді формула (4.14), що визначає імовірність граничного стану, **перетвориться в  $Q = \Sigma \Phi(\gamma_i)$**  [31]. Це підтверджує правомірність застосування формули (4.10) для підсумовування ризиків системи.

Описаний підхід годиться для раптових відмов; для поступових відмов він досить умовний, а для оцінки втомних відмов – малоефективний [27].

Додавши індексу безпеки і статистичному запасу ресурсне трактування, з'являється можливість використовувати формулу (4.14) для поступових відмов.

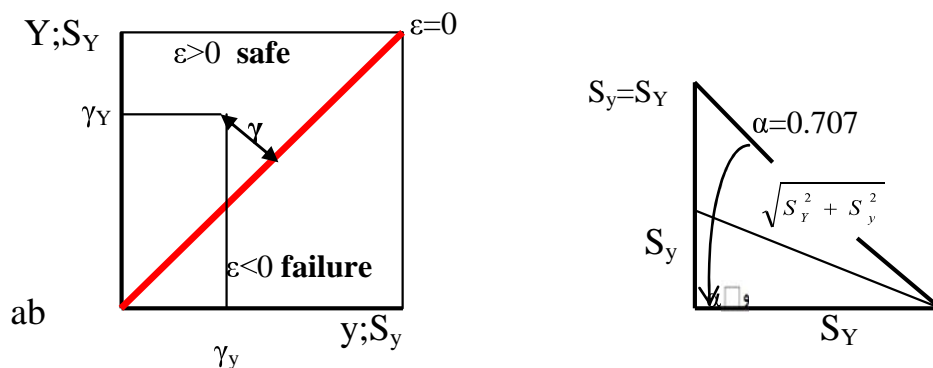


Рис. 4.7. До визначення статистичного запасу (а) і поправки  $\alpha$  до нього (б)

У цьому випадку імовірність відмови представляється за допомогою порівняння функцій розподілу наробітку  $t_p$  і ресурсу  $T_p$  (рис. 4.8), а в загальному випадку - за допомогою порівняння розподілу показників  $y_p$  і  $Y_p$  (рис. 4.9). Для її визначення використовується область позитивних квантилей  $u_q$  для графіка  $t_p$  і  $y_p$  і область негативних квантилей -  $u_q$  для графіків  $T_p$  і  $Y_p$ . Імовірність відмови у вигляді її квантиля буде відповідати крапці перетинання цих графіків (рис. 4.8, 4.9). У цьому ж місці індекс безпеки  $\beta_{\Sigma R}$  стає рівним нулю. Враховуючи, що нахил графіків  $t_p$  і  $T_p$  визначається СКВ наробітку і ресурсу  $S_t$  та  $S_T$ , при такому підході статистичний запас буде:

$$\gamma = \frac{\bar{Y} - \bar{y}}{S_Y + S_y}. \quad (4.16)$$

Дана залежність по своїй структурі аналогічна індексу безпеки Корнелла, де використовується нормальний розподіл величини  $\ln T$ . Різниця між двома підходами в пошуку імовірності відмови полягає в тому, що при порівнянні щільностей розподілу  $f(y)$  та  $f(Y)$  для знаходження величини  $\gamma$  по (4.15) у її знаменникові використовується гіпотенуза прямокутного трикутника з катетами у вигляді СКВ  $S_Y$  та  $S_y$  (рис. 4.7, б). При порівнянні ж функцій розподілу показників технічного стану в знаменник (4.16) підставляється сума катетів або СКВ  $S_Y$  та  $S_y$  (рис. 4.7, б). Така форма використовується в алгоритмі пошуку загального запасу міцності по парціальним (partial) запасам факторів впливу [31]. При цьому взаємозв'язок між формулами (4.15) і (4.16) здійснюється за допомогою поправочної функції  $\alpha(y/Y)$ :

$$\sqrt{S_y^2 + S_Y^2} = (S_y + S_Y) \cdot \alpha(y/Y). \quad (4.17)$$

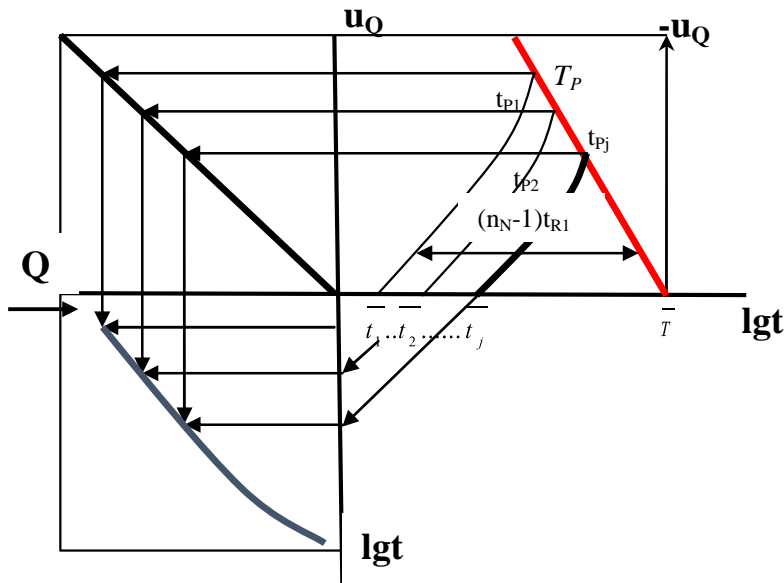


Рис. 4.8. Схема формування індексу безпеки і функції поступових відмов по функціях розподілу довговічності  $T_P$  і наробітку  $t_p$

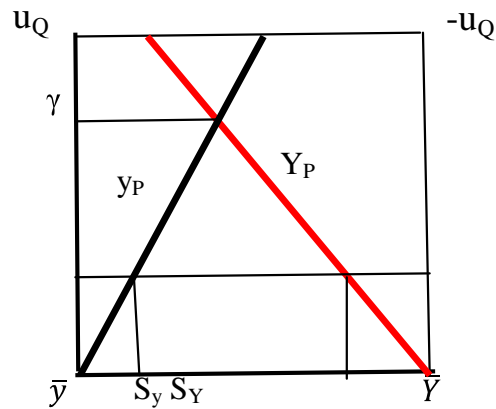


Рис. 4.9. До визначення статистичного запасу при порівнянні функцій розподілу діагностичного параметра

Її значення укладене в діапазоні від 0.707 до 1.0. Якщо прийняти  $\alpha=0.75$ , то при запасі  $Y/y=0.25-4.0$  розбіжність між результатами, одержуваними по (4.15) і (4.16) не перевищить 10% [31]. Значення  $\alpha=0.707$  відповідає ситуації рівності СКВ  $S_Y=S_y$  (рис. 4.7, б). Тоді розмір поправки можна встановлювати по залежності, що впливає з лінійного виду функції  $\alpha(y/Y)$ :

$$\alpha = 1 - 0.293 \frac{S_y}{S_T}. \quad (4.18)$$

Відношення СКВ тут повинне бути більше одиниці. При  $(S_y/S_T) < 1$  слід прийняти в (4.18) зворотнє відношення СКВ  $S_T/S_y$ .

Таким чином, другий підхід (метод ресурсного індексу безпеки  $\beta_{\Sigma R}$ ) є більш консервативним, сприяючи зниженню ризику і забезпеченню гарантованої безпеки. Таке трактування імовірності відмови логічно впливає з визначення індексу безпеки на основі запасу ресурсу. Описаний принцип знаходження статистичного запасу ресурсу цілком виправданий, оскільки СКВ довговічності значно більше, ніж СКВ наробітку:  $S_T \gg S_y$ .

#### 4.6 Індекс безпеки при раптових відмовах

Один зі шляхів підвищення надійності зв'язаний зі зниженням частки раптових відмов у їхній загальній кількості (див. розд. 2.2). Мова йде про трансформацію відмов раптового типу у відмови поступового типу. Така процедура здійсненна, якщо є можливість представити деградаційний процес, як випадковий. Тоді наробіток  $t$  може виступати в якості діагностичного параметра, що дуже зручно, оскільки він належить до кола природніх джерел інформації. Величина  $t$ , як пряма діагностична ознака використовується для розрахунків індексу безпеки, який є комплексною характеристикою технічного стану при поступових відмовах. Отже, є передумова для гармонізації одержання узагальненого показника  $\beta_{\Sigma R}$  для технічних систем.

Використовуючи теорію викидів, по алгоритму, представленому в розділі 3.1.2 можна встановити періоди оглядів об'єктів, якщо випадковий деградаційний процес не веде до втрати працездатності, а лише є чинником дерегуляції. Процес навантаження механічних систем веде до втрати працездатності, як від втоми (при його контролі – відмова поступового типу), так і від статичного руйнування при перевантаженні. Власне, перевантаження і є викидом. Модель їх поведінки надзвичайно складно простежити експериментально, оскільки поява перевантажень залежить від випадкових факторів, які не завжди відомі. Допомогу в рішенні цього питання надає інформація про основний (проектний, штатний) процес навантаження. До неї відноситься, насамперед, ефективна частота процесу і СКВ нормально розподіленого навантаження (напруги)  $S_y$  у штатних умовах експлуатації (А, рис. 4.10). Величина перевантаження може вимірятися за допомогою пік-

фактора  $\gamma = \bar{y}/s_y$ , який є безрозмірною величиною, розподіленою в запроектній області експлуатації експонентним розподілом Райса (В, рис. 4.10) [23]:

$$P = \exp\left(-\frac{\gamma^2}{2}\right). \quad (4.19)$$

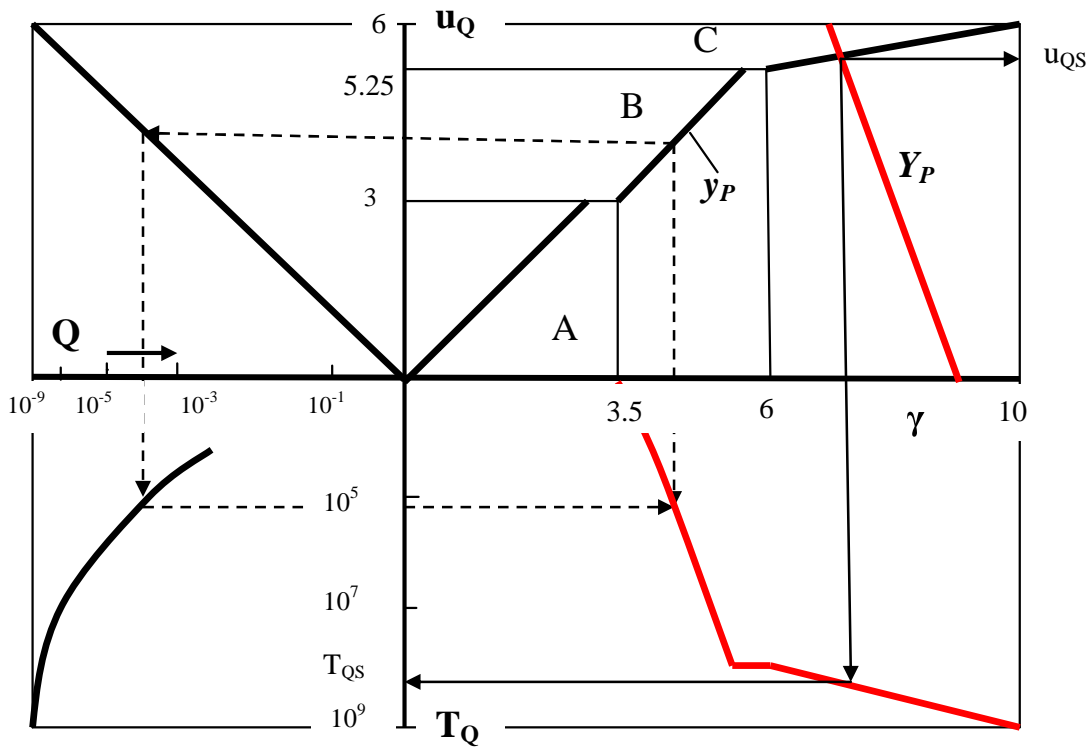


Рис. 4.10. Схема формування діаграми періодичності викидів  $T_Q$  (пунктирні стрілки) і знаходження довговічності при раптовій відмові  $T_{QS}$  (суцільні стрілки) по функціях розподілу параметра  $u_P$  і його припустимого значення  $Y_P$

В області аварійно-екстремальних умов експлуатації поява перевантажень підкоряється подвійному експонентному розподілу (С, рис. 4.10) [12]:

$$P = \exp(-\alpha_e \cdot \ln \gamma). \quad (4.20)$$

Прийняте на рівні гіпотези значення  $\alpha_e=9$  було підтверджено для процесу навантаження трубопрокатного стану шляхом фіксування фактів руйнування запобіжних пристроїв від перевантажень [31]. Дані рівняння можна



апроксимувати в координатах безрозмірних показників квантиль нормального розподілу  $u_p$  – пік-фактор  $\gamma$  у такий спосіб:

$$u_p = -\frac{1}{2} + \gamma \quad \text{- область B: } 3 < u_p \leq 5.25, \quad 3.5 < \gamma \leq 6, \quad (4.21)$$

$$u_p = \frac{66}{16} + \frac{16}{3} \gamma \quad \text{- область C: } 5.25 < u_p \leq 6, \quad 6 < \gamma \leq 10. \quad (4.22)$$

Квантиль імовірності відмови, обумовлений крапкою перетинання графіків функцій розподілу навантаження і міцності  $u_p$  і  $Y_p$ , для даної апроксимації визначається так:

$$u_Q = \frac{\bar{Y} - \bar{y} - 0,5 S_y}{S_y + S_Y} \quad \text{- область B,} \quad (4.23)$$

$$u_Q = \frac{\bar{Y} - \bar{y} + 22 S_y}{5,33 S_y + S_Y} \quad \text{- область C.} \quad (4.24)$$

Для аналітичного або машинного розрахунків взаємозв'язок квантиль  $u_Q$  - імовірність відмови  $Q$  можна робити за допомогою залежності (II квадрант, рис. 4.10) [20]:

$$Q = 0.65 \exp \left[ -0.443 (0.75 + u_Q)^2 \right]. \quad (4.25)$$

Перехід від параметрично - силового трактування імовірності раптової відмови до ресурсної здійснюється на підставі того, що довговічність по однократній раптовій відмові (статичному руйнуванню)  $T_Q$  є зворотною до імовірності відмови  $Q$ :  $T_Q = Q^{-1}$  (III квадрант, рис. 4.10).

При порівнянні функцій розподілу навантаження і міцності  $u_p$  і  $Y_p$  також визначається кінетика зміни імовірності відмови в часі (III квадрант, рис. 4.10). Залежність  $Q(\lg T)$  показує, як росте ризик у процесі експлуатації (чим більше квантиль  $u_Q$ , тим менше імовірність відмови  $Q$  – шкала  $Q$  нерівномірна і росте до початку координат). Дана залежність – аналог функції надійності. Останню легко одержати в явному виді  $P(t)$ , враховуючи, що  $P=1-Q$ . У результаті можна одержати криву періодичності викидів  $T(\gamma)$  (IV квадрант, рис. 4.10), яка є аналогом кривої втоми. З її допомогою визначається довговічність при статичному руйнуванні  $T_{QS}$  (суцільні стрілки, рис. 4.10), яка характеризує положення діаграми безпеки, оскільки  $\beta_{R0} = \lg T_{QS}$ .

Алгоритм знаходження ресурсного індексу безпеки для раптових відмов зручно розібрати на **прикладі**. Елемент механічної системи експлуатується при навантаженні, що супроводжується періодичними перевантаженнями. Елемент руйнується при напрузі  $\bar{\sigma}_f = 500 \text{ МПа}$ , яка має сенс медіанної величини супротиву  $\bar{Y}$ . Коефіцієнт варіації цієї нормально розподіленої величини прийнятий рівним 10%, що відповідає СКВ  $S_Y = 50 \text{ МПа}$ . Періодично - випадковий процес навантаження характеризується середньою величиною максимальної напруги циклу  $\bar{\sigma}_{\max} = 50 \text{ МПа}$ , яка в діагностичному аспекті має сенс параметра  $\bar{y}$ . Варіація показника  $\sigma_{\max}$ , який також нормально розподілений, становить 50%, тоді СКВ буде  $S_y = 25 \text{ МПа}$ . Ефективна частота процесу навантаження становить 1 Гц. Запас міцності рівний  $n_\sigma = \bar{Y} / \bar{y} = \bar{\sigma}_f / \bar{\sigma}_{\max} = 10$  не викликає побоювань, як і імовірність руйнування при штатному навантаженні, знайдена за допомогою формули (4.15). З урахуванням розподілу перевантажень квантиль імовірності руйнування по (4.24) буде  $u_q = 5.45$ . Отримане значення більше, ніж  $u_q = 5.25$ , що говорить про правильність використання даної формули для екстремально - аварійних умов експлуатації. Такий же результат буде для всіх подібних комбінацій  $u_p$  і  $Y_p$ , тобто для всіх  $n_\sigma = 10$  і зазначених варіацій. Знайдений квантиль по (4.25) відповідає імовірності відмови  $Q = 2.6 \cdot 10^{-8}$ , що перебуває в межах прийнятного ризику. Довговічність при статичному руйнуванні прогнозується як  $T_{QS} = 3.8 \cdot 10^7$  циклів, що забезпечує строк експлуатації  $T_{QS} = 10555$  годин. Тоді вихідний індекс безпеки буде  $\beta_{R0} = \lg 10555 = 4.02$ .

Якщо в результаті жорстких умов експлуатації (корозія, тріщини) відбувається деградація міцності і руйнівні напруження знижується до  $\bar{\sigma}_f = 300 \text{ МПа}$ , а рівень навантаженості зростає до  $\bar{\sigma}_{\max} = 100 \text{ МПа}$  при варіації 20%, то результати прогнозу суттєво зміняться. СКВ стають близькі один одному -  $S_y = 20 \text{ МПа}$ ,  $S_Y = 30 \text{ МПа}$ . Тому є підстава прийняти в увагу поправку  $\alpha = 0.75$ , одержану по (4.18). Тоді для визначення величини  $u_Q$  використовується формула (4.23) у вигляді:

$$u_q = (300 - 100 - 0.5 \cdot 20) / [(20 + 30) \cdot 0.75] = 5.07.$$

В результаті маємо:  $Q = 3.1 \cdot 10^{-7}$ ,  $T_{QS} = 400$  годин і  $\beta_{R0} = 2.95$ .

Таким чином, оцінка довговічності по появі перевантажень актуальна при продовженні терміну служби устаткування тривалого ресурсу. Вузли обмеженого ресурсу регулярно відновлюються, а базові елементи механічних систем, найчастіше залишаються без уваги, що недалекоглядно.

## 5. Індивідуальні завдання «Визначення оптимальних періодів інспектування механічних систем»

### Завдання №1

Визначити оптимальний період відновлювальних заходів (ремонт, інспектування, тощо)  $\Delta T$  та оптимальну стратегію ТОіР (суворо періодичну чи блокову ППР) механічної системи, наробіток на відмову якої підкорюється розподілу Вейбулла з параметрами масштабу  $\theta$  (годин) та форми  $\beta$ . Відновлення системи після позапланової відмови збільшується в  $c_r$  рази відносно профілактичного обслуговування.

Таблиця 5.1 – Вихідні дані до завдання №1

№ варіанта	$c_r$	$\theta$	$\beta$	№ варіанта	$c_r$	$\theta$	$\beta$
1	5	2000	2.5	9	12	2500	2.5
2	10	2000	2.5	10	20	2500	2.5
3	5	4000	2.5	11	12	5000	2.5
4	10	4000	2.5	12	20	5000	2.5
5	5	2000	4	13	12	2500	4
6	10	2000	4	14	20	2500	4
7	5	4000	4	15	12	5000	4
8	10	4000	4	16	20	5000	4

### Завдання №2

Визначити оптимальний період інспектування  $\delta$  (в місяцях) приводу баштового вагоноперекидача, який містить дві силові лінії, що працюють одночасно. Для правильного функціонування достатньо однієї лінії, для якої шляхом випробувань під номінальним навантаженням отримано середній наробіток на відмову  $T_i$  годин, який має експонентний розподіл. Темп розвантажування – 2 хвилини на вагон, що вміщує  $t$ , тон. Виробництво потребує  $G$ , тисяч тон сипкого матеріалу на добу. Відновлення приводу після позапланової відмови збільшується в  $c_r$  рази відносно профілактичного обслуговування. Як кількісно збільшиться термін експлуатації за умов оптимального обслуговування у порівнянні з приводом, що не контролюється. Який рівень надійності забезпечується при оптимальному обслуговуванні.

Таблиця 5.2 – Вихідні дані до завдання №2

№ варіанта	$T_i$	$m$	$G$	$c_r$
1	1000	50	10	10
2	2000	50	10	10
3	1000	100	10	10
4	2000	100	10	10
5	1000	50	20	10
6	2000	50	20	10
7	1000	100	20	10
8	2000	100	20	10
9	1000	50	10	20
10	2000	50	10	20
11	1000	100	10	20
12	2000	100	10	20
13	1000	50	20	20
14	2000	50	20	20
15	1000	100	20	20
16	2000	100	20	20

### Завдання №3

Визначити оптимальний період інспектування привідної станції трубчастої печі для випалу окотишів, яка складається з основного привода та резервного, що починає працювати від команди з перемикаючого пристрою по виходу з ладу основного. При номінальних умовах експлуатації середній наробіток на відмову основного приводу складає  $T_1$  годин, а резервного приводу  $T_2$  годин, які підкорюються експонентним розподілам. Середній ресурс основного приводу складає  $T_3$  годин, а надійність перемикача –  $P_n=0.98$ . Відновлення приводу після позапланової відмови збільшується в  $c_r$  рази відносно профілактичного обслуговування. Як зміняться показники режиму інспектування, якщо не враховувати вплив перемикача.

Таблиця 5.3 – Вихідні дані до завдання №3

№ варіанта	$T_1$	$T_2$	$T_3$	$c_r$
1	1000	50	1000	10
2	2000	50	1000	10
3	1000	100	1000	10
4	2000	100	1000	10
5	1000	50	2000	10
6	2000	50	2000	10
7	1000	100	2000	10
8	2000	100	2000	10
9	1000	50	1000	20
10	2000	50	1000	20
11	1000	100	1000	20
12	2000	100	1000	20
13	1000	50	2000	20
14	2000	50	2000	20
15	1000	100	2000	20
16	2000	100	2000	20

### Рекомендації до виконання завдань

1. Взаємозв'язок між експлуатаційними періодами  $T^l$ , що вимірюються у календарних одиницях (доба, місяць, рік), та довговічнісними результатами випробувань на надійність  $T$ , які вимірюються у годинах або циклах, здійснюється шляхом визначення кількості годин роботи або циклів за цей календарний період. Наприклад, для завдання №2 при часі циклу  $t=2$  хв. можна скористатися залежністю:

$$T^l = T[(G/m)(t/60)30]^{-1} [\text{міс.}]. \quad (5.1)$$

2. Оптимальний поміжінспекційний інтервал  $\delta_{opt}$  визначається в загальному випадку побудовою графіка інтенсивність витрат на відновлення  $c$  від періоду відновлювальних заходів (ремонт, діагностування)  $\delta$ . Мінімум на графіці  $c - \delta$  відповідає оптимальному режиму.

3. У найбільш поширеному випадку стан технічної системи описується двома фазами: превентивного ремонту, де питомі витрати  $c_p$  і коригуючого ремонту, з питомими витратами  $c_c$ , в яких відображені і наслідки відмов. У порівнянні зі схемою моделі для превентивного обслуговування, в даному випадку фази G (справний стан) і РМ (профілактики) об'єднані. Тому для них величиною  $P_p(t_j)$  є ймовірність безвідмовної роботи системи  $P(t)$ , а ймовірність перебування в фазі коригуючого ремонту  $P_c(t_j)$  відповідає ймовірності відмови, тобто  $P_c(t_j) = 1 - P(t)$ . Тоді функція витрат буде виглядати як:

$$C(t) = C_p(t) + C_c(t) = P(t) \cdot C_p + [1 - P(t)] \cdot C_c. \quad (5.2)$$

Якщо скористатися відносними вимірами вартісних витрат у вигляді  $c_r = C_c/C_p > 1$ , то вищенаведена формулу можна трансформувати як:

$$\tilde{N}(t) = C_p [P(t) + [1 - P(t)]c_r]. \quad (5.3)$$

В такому випадку планові ремонтні витрати  $C_p$  відіграють роль масштабу, а графік змін витрат буде характеризуватися функцією  $C(t)/C_p$ , яка набуває рис універсальності.

Щоб отримати потрібну для оптимізації функцію інтенсивності витрат, слід цей вираз розділити на середнє значення напрацювання на відмову на інтервалі від 0 до максимального встановленого часу експлуатації  $T_0$ , в якості якого для даного завдання вибирається міжремонтний (міжінспекційний) інтервал  $\delta$ :

$$c(t) = c_p(t) + c_c(t) = \frac{P(t) \cdot C_p + [1 - P(t)] \cdot C_c}{\int_0^{\delta} P(t) dt}. \quad (5.4)$$

Допустимо в багатьох випадках у якості рішення інтегралу, що у знаменнику, використовувати його верхню межу ( $\delta$  або  $\Delta T$ ).

Якщо в інтегралі (5.4) не обмежувати верхню межу, то через нього можна знайти середній ресурс  $T_0$ , який реалізується для системи, що не обслуговується:

$$T_0 = \int_0^{\infty} P(t) dt. \quad (5.5)$$

Якщо система періодично обслуговується з інтервалом  $\delta$ , її ресурс зростає відповідно до вираження:

$$T_{0p} = \frac{\int_0^{\delta} P(t) dt}{1 - P(\delta)}. \quad (5.6)$$

У знаменнику цього виразу знаходиться ймовірність відмови системи до кінця поміжінспекційного інтервалу. Чим вона менша, тим ресурс регулярно відновлюваної системи вище.

4. Приклад для завдання №2. Розглянемо систему з двох паралельно і одночасно працюючих елементів, з яких одного досить для функціонування об'єкта. Інтенсивність потоку відмов становить  $\lambda = 0.1 \text{ років}^{-1}$ , відносна вартість позапланового ремонту -  $c_r = 20$ . Функція надійності для системи такої конфігурації буде:

$$P(t) = 2 \exp(-\lambda t) - \exp(-2\lambda t). \quad (5.7)$$

Апроксимація інтеграла в чисельнику (5.6) або знаменнику (5.4) дає середній наробіток на відмову за експлуатаційний цикл (до кінця інтервалу  $\delta$ ), яка виглядає як:

$$T_{\delta} = \int_0^{\delta} P(t) dt = \frac{3}{2\lambda} - \frac{2}{\lambda} \exp(-\lambda\delta) + \frac{1}{2\lambda} \exp(-2\lambda\delta). \quad (5.8)$$

Тоді для необслуговуваних систем  $T_0 = 3/(2\lambda)$  (це апроксимація інтегралу (5.5)).

У загальному вигляді мінімум визначається графічно побудовою функції  $c(t)$  або у відносному вимірі побудовою графіка  $(C(t)/C_p - t)$ . Отриманий таким чином для розглянутого прикладу оптимальний інтервал становить приблизно  $\delta_{opt} = 3$  роки (табл. 5.4). При цьому ймовірність безвідмовної роботи буде  $P_p = 0.929$ , ресурс системи, яка не обслуговується, складе  $T_0 = 15$  років, а при обслуговуванні з оптимальним інтервалом -  $T_{0p} = 3,05/0,071 = 43$  роки. Отже, відносний оптимальний інтервал становить  $\delta_{opt}^r = 3/15 = 0.2$ , що відповідає наведеним вище рекомендаціям. Якщо збільшити  $\delta$  до 8 років, то інтенсивність витрат зросте в 1,24 рази, а ресурс системи при такому обслуговуванні знизиться до  $T_{0p} = 7,02/0,3 = 23,4$  років. Таким чином, оптимальна стратегія ТОіР

дає не тільки скорочення витрат на них, а й сприяє продовженню терміну експлуатації системи, що ще більш вигідно.

Таблиця 5.4 – Результати розрахунків до прикладу №2

$\delta$	$P_p$ (по ф.4.1)	$P_c=1-P_p$	$T_\delta$ (по ф.4.2)	$C(t)/C_p$
1,0	0.99	0.009	0.997	1.18
1,7	0.976	0.024	1.68	0.87
2,4	-	-	-	0.79
3,1	0.929	0.071	3.05	0.77
3,8				0.79
4,5				0.81
5,2	0.836	0.164	4.88	0.85
5,9				0.88
6,6				0.91
7,3				0.94
8,0	0.7	0.3	7.02	0.96

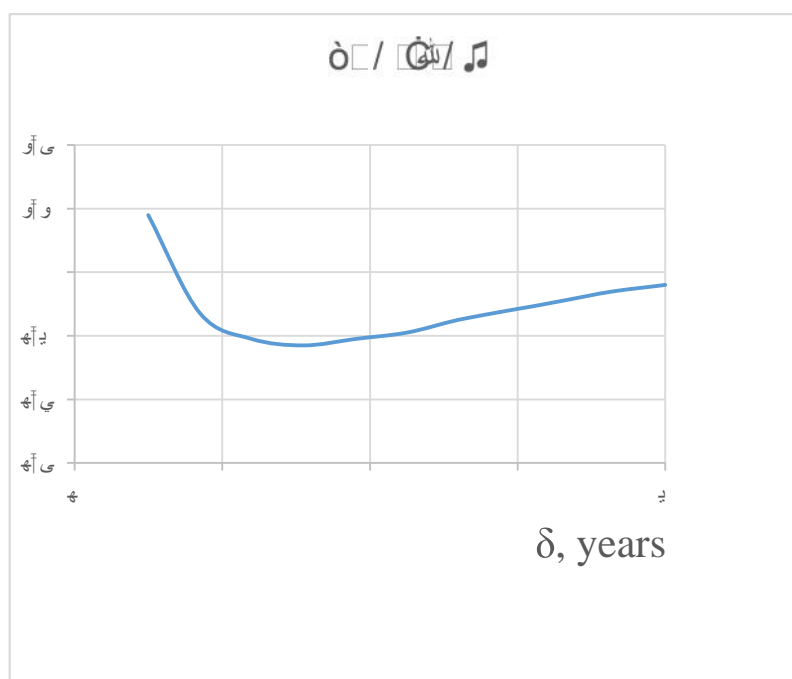


Рис. 5.1. Графік до визначення оптимального міжінспекційного інтервалу

5. Визначення інтенсивності (питомих) витрат на ТОіР залежить від прийнятої стратегії ТОР. Для превентивної стратегії можливі декілька варіантів. Як відомо, періодично заплановані профілактики РМ «розчиняються» випадковими коригуючими ремонтами СМ як реагування на позапланові відмови. Суворо періодична стратегія (age strategy - обслуговування за віком)



характеризується тим, що попередньо встановлений інтервал відновлення  $\Delta T$  відлічується від дати останнього СМ -ремонта (рис. 5.2, а).

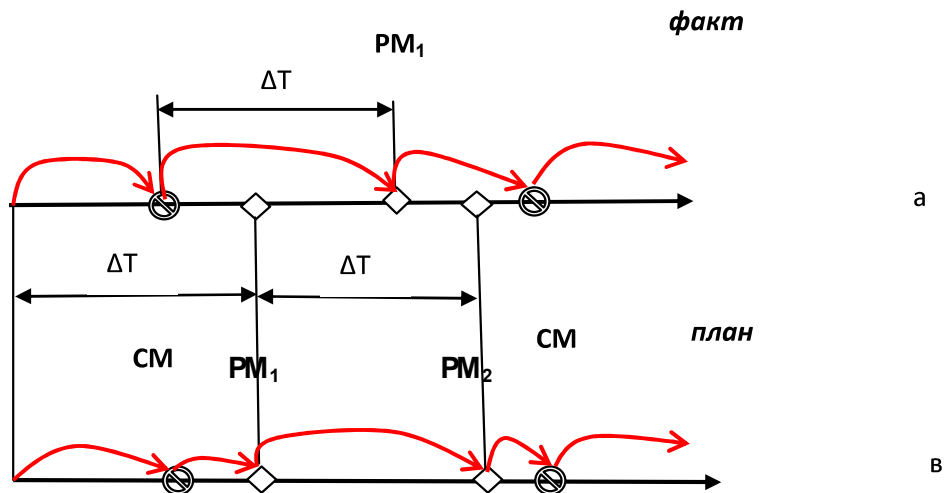


Рис. 5.2. Схема обслуговування за суворо періодичною стратегією (а) та за блоковою стратегією (в)

Блокова стратегія характеризується тим, що РМ - ремонти відбуваються у запланований час, не зважаючи на проведення коригуючих ремонтів. До такої стратегії належить планова-попередня система ремонтів, яка популярна в металургії. Періодична стратегія більш притаманна для коштовних систем, а блокова стратегія властива для менш коштовних об'єктів, які можуть замінюватись блоками.

За умов суворо періодичної стратегії питомі витрати на ТОіР визначаються

$$c_A = \frac{C_c (1 - P(\Delta T)) + C_p P(\Delta T)}{\Delta T}. \quad (5.9)$$

За умов блокової стратегії питомі витрати на ТОіР визначаються так

$$c_B = \frac{C_c}{\Delta T} + \frac{C_p}{\Delta T} \int_0^{\Delta T} P(t) dt = \frac{C_c (1 - P(\Delta T)) + C_p}{\Delta T}. \quad (5.10)$$

6. Приклад до завдання №1. Вихідні дані:  $c_r=8$ ,  $\beta=2.5$ ,  $\theta=4000$  годин. Ймовірність безвідмовної роботи буде:

$$P(\Delta T) = \exp\left[-\left(\frac{\Delta T}{\theta}\right)^\beta\right]. \quad (5.11)$$

Таблиця 5.5 – Результати розрахунків до завдання №1

$\Delta T$ , годин	$P(\Delta T)$	$c_A/C_p$	$c_B/C_p$
1000	0.969	0.00123	0.00125
1200		0.00113	0.00116
1600		0.00108	0.00111
1800		0.00109	0.00113
2400		0.0012	0.00125
3000		0.0014	0.00141

З розрахунків випливає, що оптимальний інтервал відновлення становить приблизно 1600 годин для періодичної стратегії, як оптимальної.

7. Для підвищення надійності системи використовується метод резервування (дублювання) підсистем. Існує активне резервування (active redundancy), яке ще зветься гаряче резервування або навантажений резерв, а також є холодне резервування, коли ненавантажений резерв знаходиться в режимі очікування (standby redundancy). При активному резервуванні декілька  $n$  ідентичних елементів працюють паралельно. Якщо для функціонування системи достатньо лише одного елемента, то мова йде про повне активне (full active) резервування, а якщо необхідно залишити гідними  $m$  елементів, то це частково (partial) активне резервування (рис. 5.3).

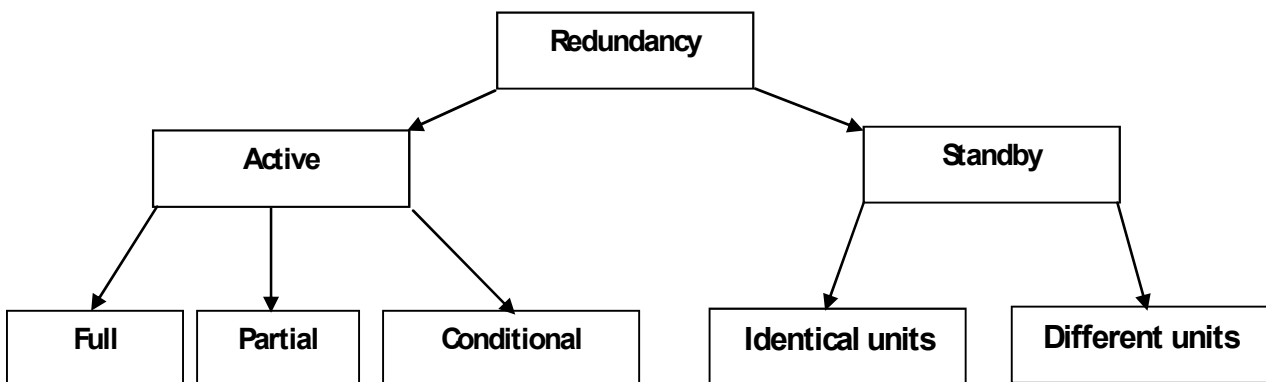


Рис. 5.3. Різновиди резервування за Смітом

Зазвичай, фахівцям відомі показники надійності окремого елемента (це наробіток на відмову  $T_i=1/\lambda_i$ ), що отримані при номінальному навантаженні.

При паралельній роботі навантаження на елемент зменшується в  $(n/m)$  рази. Тоді можна вважати, що довговічність збільшиться в  $(n/m)^3$  рази. Показник ступеню 3 дорівнює нахилу кривої втоми у подвійних логарифмічних координатах за умов контактної взаємодії, як найбільш консервативний випадок. Остаточно для розрахунків (5.7 - 5.8) треба брати:

$$\lambda = 1/T = 1/(T_1(n/m)^3) = \lambda_1(m/n)^3.$$

В режимі очікувального резервування дублююча підсистема (елемент) в номінальних умовах роботи має зменшені показники надійності ( $\lambda_2$ ) у порівнянні з основною підсистемою ( $\lambda_1$ ) (рис. 5.4, в). Якщо в системі наявний перемикаючий пристрій, то треба враховувати його надійність  $P_n$ , а також періодичність його спрацьовування  $T_3 = 1/\lambda_3$  (рис. 5.4, с).

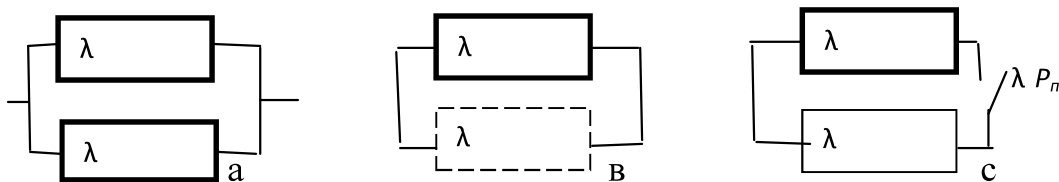


Рис. 5.4. Схеми резервування

Якщо перемикач налаштований на спрацьовування при будь якій відмові основної підсистеми (порушення справності), то періодичність його спрацьовування дорівнює її наробітку на відмову:  $T_1 = T_3$ . Якщо перемикач спрацьовує тільки, коли основна підсистема стає непрацездатною, то його періодичність роботи дорівнює її середньому ресурсу, який більше, аніж значення  $T_1$ . Отож  $T_1 < T_3$ . У випадку, коли перемикач спрацьовує при перенавантаженні основної підсистеми, то  $T_1 > T_3$ .

8. Алгоритм побудови функції  $c/c_p(t)$  може мати наступний вигляд. Визначається за (3.4) наробіток  $T_0$ , після чого встановлюється крок  $\Delta\delta = \delta_j - \delta_{j-1} = (0,1-0,2)T_0$ . Слід отримати 8 - 10 значень  $\delta_j$ , для яких вирахувати за функцією надійності значення  $P_p$  (напр., за (5.8)) при  $t = \delta_j$ . Окрім того, для обраних  $\delta_j$  треба за (5.8) (для експонентного закону) знайти величину  $T_\delta$ . Насамкінець, за (5.3) розраховується відношення  $C(t)/C_p$ , яке відкладається по осі ординат для значення  $t_j = \sum^j \Delta\delta$ . Після побудови графіка означеної функції графічно знаходиться її мінімум, якому відповідає значення  $\delta_{opt}$ .

9. Відомі деякі аналітичні рішення для інтегралів функцій надійності, по яких визначаються наробітки на відмову. Наприклад, для активного повного резервування з двох ідентичних елементів (рис. 5.3, 5.4) апроксимація функцій

надійності експонентного типу та вирази для визначення величин  $T_0$  і  $T_\delta$  наведені в пунктах 3 та 4.

Для холодного резервування системи з двох елементів без врахування впливу перемикача (його абсолютна надійність) (рис. 5.4, в)

$$P(t) = \exp(-\lambda_1 t) + A[\exp(-\lambda_1 t) - \exp(-\lambda_2 t)], \quad (5.12)$$

$$\text{де } A = \frac{\lambda_1}{\lambda_2 - \lambda_1}.$$

$$T_\delta = \int_0^t P(t) dt = \frac{A - A \exp(-\lambda_1 t)}{\lambda_1} - \frac{\exp(-\lambda_1 t) - 1}{\lambda_1} + \frac{A[\exp(-\lambda_2 t) - 1]}{\lambda_2}, \quad (5.13)$$

$$T_0 = \int_0^\infty P(t) dt = \frac{A}{\lambda_1} - \frac{A}{\lambda_2} + \frac{1}{\lambda_1}. \quad (5.14)$$

Для холодного резервування системи з двох елементів із врахуванням впливу перемикача (рис. 5.4, с)

$$P(t) = \exp(-\lambda_1 t) + A[\exp(-(\lambda_1 + \lambda_3)t) - \exp(-\lambda_2 t)], \quad (5.15)$$

$$\text{де } A = \frac{P_n \lambda_1}{\lambda_2 - \lambda_1 - \lambda_3}.$$

$$T_\delta = \int_0^t P(t) dt = \frac{A - A \exp[-(\lambda_1 + \lambda_3)t]}{\lambda_1 + \lambda_3} - \frac{\exp(-\lambda_1 t) - 1}{\lambda_1} + \frac{A[\exp(-\lambda_2 t) - 1]}{\lambda_2}, \quad (5.16)$$

$$T_0 = \int_0^\infty P(t) dt = \frac{A}{\lambda_1 + \lambda_3} - \frac{A}{\lambda_2} + \frac{1}{\lambda_1}. \quad (5.17)$$