

УДК 628.33

## МЕТОДИКА ПРОГНОЗУВАННЯ НАДІЙНОСТІ ГІДРАВЛІЧНИХ МЕРЕЖ

Андренко П.М., д.т.н.,

Цента Є.М., к.т.н.,

*Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут»*

Свинаренко М.С., к.т.н.

*Харківський національний університет будівництва та архітектури*

Тел. (057) 707-61-28

**Анотація** – в статті наведена розроблена методика прогнозування надійності гідравлічних мереж. Обґрунтовано вибір сукупності діагностичних параметрів для контролю технічного стану їх окремих структурних елементів. Дані рекомендації щодо розбиття мережі трубопроводів на окремі ділянки.

**Ключові слова** – гідравлічна мережа, структурний елемент, насос, діагностичний параметр, надійність, метод Байєса, зношення.

*Постановка проблеми.* Проблема прогнозування зміни технічного стану гідравлічних мереж, і на цій основі забезпечення високого рівня їх надійності під час експлуатації, удосконалення методів технічного обслуговування та ремонту, впровадження прогресивних методів експлуатації за технічним станом є актуальною. Проектування гідравлічних мереж за блочно-модульним принципом дозволяє проводити їх декомпозицію, отримати ієрархічну структуру, провести структурний синтез та спростити схемну реалізацію, використовувати при їх побудові типові структурні елементи. Причому робочі процеси в останніх можуть бути описані математичними моделями різних типів.

*Аналіз останніх досліджень.* Питання технічного діагностування розглядаються у достатньо великій кількості наукових робіт. У роботі [1] наведені теоретичні основи технічного діагностування. В ній розглядаються статистичні методи розпізнавання, метричні і логічні методи діагностування. Значна увага приділена теорії інформації. Однак в ній не приділено достатньої уваги діагностуванню гідравлічних пристроїв і систем. Зазначені питання розглядаються в робо-

тах [2, 3], однак в них не наведена методика діагностування гідравлічних мереж, не обґрунтовано вибір сукупності діагностичних параметрів для контролю технічного стану окремих структурних елементів та гідравлічної мережі у цілому. Слід зазначити, що роботи [1–3] є теоретичним підґрунтям для розроблення узагальненої методики прогнозування надійності гідравлічних мереж.

Стаття [4] присвячена розгляду надійності трубопроводів гідравлічних мереж. В ній описано причини їх відмов, визначено значення питомого параметра потоку відмов для металевих труб. У статті [5] наведено метод та розглянуто приклади розрахунку надійності охолоджуючих систем оборотного водопостачання металургійного виробництва. Однак у зазначених статтях питання прогнозування технічного стану гідравлічних мереж не розглядаються.

Слід зазначити, що в літературних джерелах є відомості щодо різноманітних систем технічного діагностування: акустичних, телевізійних та інших. Описані засоби які забезпечують встановлення технічного стану трубопроводів гідравлічних мереж та можуть бути використані при зборі статистичних даних щодо їх надійності. У більшості літературних джерелах, присвячених діагностуванню гідравлічних мереж, наведені дані щодо їх роботи в конкретних кліматичних умовах, і які спираються на велику кількість коефіцієнтів визначених підчас їх експлуатації. В розглянутих літературних джерелах та інших, відомих нам, відсутні методики прогнозування технічного стану гідравлічних мереж та їх структурних елементів. Нами невиявлена узагальнена методика діагностування гідравлічних мереж яка дозволяє спрогнозувати зміну їх технічного стану. Відсутнє обґрунтування методів та математичного апарату для такого діагностування.

*Формулювання цілей статті(постановка завдання).* Розробка методики прогнозування надійності гідравлічної мережі.

*Основна частина.* Точність прогнозування зміни технічного стану гідравлічної мережі значною мірою визначається знанням умов її експлуатації, закономірностей фізичних процесів, що відбуваються в ній, і можливістю контролю показників (ознак), що характеризують зміну її технічного стану в процесі експлуатації. Існує два основних підходи до розв'язання таких задач: імовірнісний і детерміністський. Більш загальними є імовірнісні методи, які припускають статистичний (імовірнісний) характер появи несправностей та ознак які їх характеризують.

Розглядається прогнозування надійності гідравлічної мережі узагальнена структура якої містить джерело живлення, мережу трубопроводів, апаратуру керування та розподілення, рис. 1. Можливість виявлення зміни технічного стану гідравлічної мережі на ранніх стадіях їх виникнення обумовлена достатньою параметричною надмірніс-

тю та повільним перебігом процесів які знижують її роботоспроможність. Зазначимо, що параметрична надмірність таких мереж обумовлена специфікою функціонування, забезпечення витратно-перепадних характеристик, коефіцієнтів статичної міцності і опору втоми конструкційних елементів тощо. Вважали, що при зміні технічного стану гідравлічної мережі потік відмов є марковським та задовольняє умові стаціонарності і однорідності.

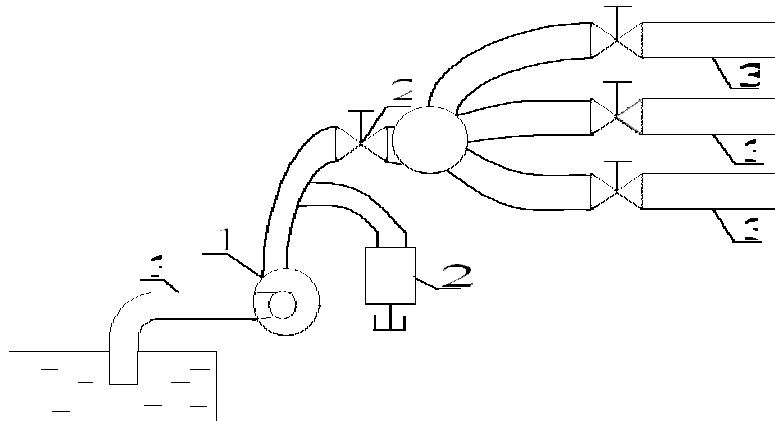


Рис. 1. Узагальнена структурна схема гідравлічної мережі:  
1 – джерело живлення; 2 – апаратура керування та розподілення;  
3 – мережа трубопроводів

Розглянемо прогнозування надійності окремих елементів гідравлічної мережі. Проведені нами попередні дослідження дозволили встановити, що при прогнозуванні надійності гідравлічної апаратури керування та розподілення доцільно використовувати метод Байєса, застосування якого розглянемо на прикладі запобіжного клапана. Згідно цього метода необхідно розробити правило, за допомогою якого задана сукупність параметрів яка дозволить стверджувати, що клапан може бути віднесений до одного з можливих діагнозів  $D_i$ , а також оцінити достовірність цього рішення. При аналізі роботи клапана перевіряються дві ознаки:  $k_1$  – внутрішні витоки перевищують  $70 \text{ см}^3/\text{хв.}$  і  $k_2$  – збільшення часу спрацювання клапана більше ніж на 1 с. Прийmemo, що для запобіжного клапана поява цих ознак пов'язана з або з несправністю вузла запірно-регулюючого елемента (стан  $D_1$ ), або зменшенням жорсткості регулюючої пружини (стан  $D_2$ ).

При нормальному стані запобіжного клапана (стан  $D_3$ ) ознака  $k_1$  не спостерігається, а ознака  $k_2$  спостерігається у 5 % випадків. За статистичними даними відомо, що 80 % клапанів відпрацьовують ресурс у нормальному стані, 5 % клапанів мають стан  $D_1$ , і 15 % – стан  $D_2$ . Також відомою що ознака  $k_1$  зустрічається упри стані  $D_1$  у 20 %, а при

стані  $D_2$  в 40 % випадках; ознака  $k_2$  при стані  $D_1$  зустрічається у 30 %, а при стані  $D_2$  – у 50 % випадках. Зведемо ці дані у діагностичну таблицю (табл. 1).

Таблиця 1 – Діагностична матриця Байєса запобіжного клапана

$D_i$	$P(k_1/D_i)$	$P(k_2/D_i)$	$P(D_i)$
$D_1$	0,2	0,3	0,05
$D_2$	0,4	0,5	0,15
$D_3$	0,0	0,05	0,80

Спочатку знайдемо ймовірності стану запобіжного клапана, коли виявлені дві ознаки  $k_1$  і  $k_2$ . Вважаємо ознаки незалежними та використовуємо формулу Байєса

$$P(D_i/K^*) = \frac{P(D_i)P(K^*/D_i)}{\sum_{i=1}^N P(D_i)P(K^*/D_i)}, \quad (1)$$

де  $P(D_i/K^*)$  – ймовірність діагнозу  $D_i$ , після того як стали відомі результати обстеження за комплексом ознак  $K$ , причому комплекс ознак є набором ознак  $k_j$ :  $K = (k_1, k_2, k_3, \dots, k_j, \dots, k_{j_{\max}})$ ;  $P(D_i)$  – ймовірність діагнозу  $D_i$ ;  $P(K^*/D_i)$  – умовна ймовірність, або ймовірністю події  $K^*$  при умові, що подія  $D_i$  відбулася.

Підставляючи до формули (1) значення з табл. 1 отримуємо ймовірності станів:  $P(D_1/k_1k_2) = 0,09$ ;  $P(D_2/k_1k_2) = 0,91$ ;  $P(D_3/k_1k_2) = 0$ .

Визначимо ймовірність стану запобіжного клапана, якщо за результатами обстеження встановлено, що внутрішні витоки не спостерігаються (ознака  $k_1$  відсутня), та збільшується час спрацювання клапана (ознака  $k_2$  спостерігається). Відсутність ознаки  $k_1$  рівнозначно наявності ознаки  $\bar{k}_1$  (протилежна подія), причому  $P(\bar{k}_1/D_i) = 1 - P(k_1/D_i)$ . Для розрахунку використаємо формулу (1), однак значення  $P(k_1/D_i)$  у діагностичній таблиці замінимо на  $P(\bar{k}_1/D_i)$ . У цьому випадку:  $P(D_1/\bar{k}_1k_2) = 0,12$ ;  $P(D_2/\bar{k}_1k_2) = 0,46$  і  $P(D_3/\bar{k}_1k_2) = 0,41$ . Розрахуємо ймовірності станів у тому випадку коли дві ознаки відсутні. За аналогією отримаємо:  $P(D_1/\bar{k}_1\bar{k}_2) = 0,03$ ;  $P(D_2/\bar{k}_1\bar{k}_2) = 0,05$ ;  $P(D_3/\bar{k}_1\bar{k}_2) = 0,92$ .

Зазначимо, що імовірності станів  $D_1$  і  $D_2$  відмінні від нуля, так як ознаки які розглядаються ні є для них детермінуючими. З наведених розрахунків можна визначити, що при наявності ознак  $k_1$  і  $k_2$  у запобіжного клапана з ймовірністю 0,91 він знаходиться у стані  $D_1$ , тобто у нього спостерігається збільшення внутрішніх витоків. При відсутності обох ознак найбільш ймовірно, що запобіжний клапан знаходиться у нормальному стані (імовірність 0,92). При відсутності ознаки  $k_1$  і наявності ознаки  $k_2$  імовірності станів  $D_2$  і  $D_3$  приблизно однакові (0,46 і 0,41) і для уточнення стану діагнозу потрібно провести додаткові обстеження.

Зазначимо, що запобіжний клапан можна віднести до одного з діагнозів  $D_i$ , якщо його більша за заданий поріг  $P_D$ , який є попередньо вибраним рівнем розпізнання для діагнозу  $D_i$ ,  $P(D_i/K^*) > P_D$ . Якщо  $P(D_i/K^*) < P_D$ , рішення о діагнозі не приймається, потрібна додаткова інформація. Зазначимо, що для гідравлічних елементів і засобів автоматики приймають  $P_D = 0,8$ , а для насосів  $P_D = 0,9$ .

Прогнозування надійності насоса здійснимо використовуючи зміну випадкової степеневі функції виду

$$Z_j(t) = B_{c_j} t^{\beta_j} + \Delta Z_{e_j} + \Delta \Pi_{Z_j}, \quad (2)$$

де  $Z_j$  – структурний параметр насоса;  $t$  – час;  $B_{c_j}$  – швидкість зміни  $j$ -го функціонального параметра від напруцювання;  $\beta_j$  – показник ступеня;  $\Delta Z_{e_j}$  – випадкове відхилення фактичної зміни параметра від теоретичної реалізації під впливом варіації зовнішніх експлуатаційних факторів;  $\Delta \Pi_{Z_j}$  – значення параметра, який залежить від припруцювання.

Застосовували метод оснований на середній статистичній зміні подачі групи однотипних насосів. Подача  $q_n$  є основним параметром насоса який визначає його ресурс до першого капітального ремонту і міжремонтний ресурс. Зменшення подачі насоса  $\Delta q_n$  при експлуатації є наслідком зміни структурних параметрів його вузлів та окремих деталей внаслідок зношення.

Встановлено, що основними причинами зниження подачі насоса  $\Delta q_n$  є збільшення внутрішніх витоків у ньому  $\Delta q_{\text{вит}}$  та зміна початкових кінематичних співвідношень  $\Delta q_k$ , тобто

$$\Delta q_n = \Delta q_{\text{вит}} + \Delta q_k. \quad (3)$$

Сумарну зміну подачі насоса залежно від його конструктивної реалізації розбивали на ряд складових:

$$\Delta q_n = \Delta q_{n_1} + \Delta q_{n_2} + \Delta q_{n_3} + \dots + \Delta q_{n_i} + \dots + \Delta q_k, \quad (4)$$

де  $\Delta q_{n_i}$  – складові зменшення подачі насоса внаслідок зміни його структурних параметрів його окремих вузлів (індекси у формулі (4): 1 – вузол який качає; 2 – вузол регулятора подачі; 3 – вузол розподілення тощо).

Використовували випадкову степеневу функцію (2) та отримали аналітичний вираз для прогнозування зміни подачі насоса:

$$q_n^*(t) = q_{n_0}^*(t_0) + B_q t^\beta, \quad (5)$$

де  $q_n^*(t)$  – математичне очікування подачі насоса в функції напруження  $t$ ;  $q_{n_0}^*(t_0)$  – подача насоса після завершення процесу припруження який визначається з паспорта насоса;  $B_q$  – коефіцієнт, який характеризує середню швидкість зміни подачі насоса;  $\beta$  – показник ступеня який визначають за даними експериментів.

Зазначимо, що тут і далі \* – позначено величини які змінюються випадковим чином. Зазначимо, що часто за значення  $q_{n_0}^*(t_0)$  беруть подачу насоса після його обкатки при виготовленні.

Вихідними даними для прогнозування надійності є статистичні дані зміни подачі насосів, знятих з експлуатації або які пройшли ресурсні випробування. Для виявлення характеру і стабільності процесу зношення спряжених пар результати прогнозування порівнюють з результатами defeкації насосів, які відпрацювали в експлуатації початковий призначений ресурс.

1. На підставі аналізу статистичних даних зміни подачі насосів визначаємо експериментальну залежність зміни подачі насоса від часу  $q_{n_i}^* = f(t)$ , крива 1 на рис. 2, (індекс  $i$  означає практичну реалізацію параметра).

2. Використовуючи стандартний пакет підпрограм наближених функцій методом найменших квадратів, на ПК визначаємо значення параметрів  $B_q$  і  $\beta$ , виразу (5). Отримана таким шляхом математична модель  $q_n^*(t)$  є математичним очікуванням зміни подачі насосів даного типу, які знаходяться у експлуатації (крива 2, рис. 2).

3. Для розрахунку показників розподілення експериментальних реалізацій подачі насоса розбиваємо експериментальні дані на  $(N+1)$  групу залежно від напруження  $t$ . Нульову групу становить значення подачі насоса при  $t = 0$ .

4. Для кожної з груп розраховуємо значення математичного очікування  $m_{q_n}$ , дисперсії  $D_{q_n}^*$  і середнього квадратичного відхилення

$$\sigma_{q_n}^* :$$

$$m_{q_n} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K q_n^*; \quad D_{q_n^*} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K (q_n^* - q_{n_i}^*)^2; \quad \sigma_{q_n^*} = \sqrt{D_{q_n^*}}, \quad (6)$$

де  $K$  – кількість насосів у групі яка розглядається.

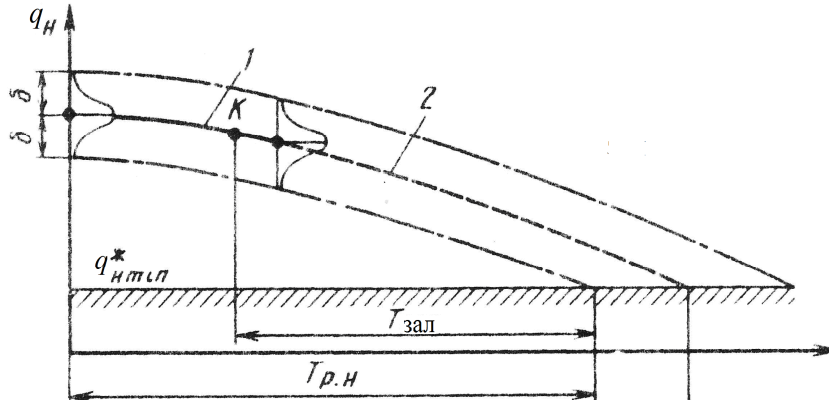


Рис. 2. Залежність подачі насоса від часу:

1 – за даними експлуатації; 2 – за даними прогнозування  
( $T_{зал}$  і  $T_{р.н}$  – відповідно залишковий і призначений ресурс)

5. Задаємося імовірністю відпрацюванням насосом призначеного ресурсу  $P^* = (T_{р.н})$ . Зазначимо, що для більшості типів насосів  $P^* = (T_{р.н})$  лежить у межах 0,990 ... 0,995. Приймаємо, що експериментальна реалізація подачі насоса всередині окремих груп відбувається за нормальним законом розподілення, визначаємо верхню і нижню границі статистичного розподілення яке розглядається. Довірче відхилення  $\delta$  отриманої математичної моделі статистичного розподілення у вигляді (5) визначається як

$$\delta = \sigma_{q'} k_q, \quad (7)$$

де  $\sigma_{q'} = \frac{1}{N+1} \sum_{j=0}^N \sigma_{q'_j}$ ;  $k_q$  – параметр який знаходять з таблиць функцій Лапласа [6].

6. На графік  $q_n(t)$  наносять верхню та нижню довірчі границі.

Точку перетину  $q_n^*(t)$  з полем допуску на подачу  $q_{нmin}^*$  насоса при експлуатації визначаємо як  $T = \left( \frac{q_{н0}^* - q_{нmin}^*}{B_0} \right)^{1/\beta}$ . З урахуванням зміщення нижньої довірчої границі ресурс насоса, який буде їм відпрацьований з імовірністю  $P_{рн}^*$  визначається з рівняння

$$T_{\text{рн}} = \left( \frac{q_{\text{н0}}^* - |q_{\text{нmin}}^* + \delta|}{B_0} \right)^{1/\beta}. \quad (8)$$

По мірі накопичення статистичних даних значення коефіцієнтів  $B_q$  і  $\beta$  які входять до формули (5), та довірче відхилення прогнозованої кривої можуть уточнюватися.

Для *опису зміни стану мережі трубопроводів* застосуємо модель зношення при використанні кусково-лінійної статистичної апроксимації на базі марковської моделі процесу яка дозволяє практично в 2 рази скоротити час на проведення експерименту та забезпечити достатню точність розрахунків. Процес зношення може бути віднесений до полувипадкових марковських процесів.

Зазначимо, що випадковий процес  $X(t)$  є марковським, якщо умовна імовірність  $P\{Y(t_n)/Y(t_{n-1}), \dots, Y(t_0)\}$  появою значення  $Y(t_n)$  у момент  $t$  залежить від останнього попереднього значення процесу  $Y(t_{n-1})$  та не залежить від попередніх. Марковський процес повністю визначається двомірною щільністю імовірності

$$f_2(Y_0, Y, t_0, t) = f_1(Y_0, t_0)P(Y, t/Y_0 t_0), \quad (9)$$

де  $f_1(Y_0, t_0)$  – одномірна щільність імовірності;  $P(Y, t/Y_0 t_0)$  – щільність імовірності переходу з стану  $Y_0$  у момент часу  $t_0$  у стан  $Y$  у момент часу  $t$ .

Таким чином, задача зводиться до того, щоб за відомим значенням процесу  $Y(Y_0)=Y$  знайти імовірність того, що в деякий момент часу  $t > t_0$  процес буде знаходитися у заданих межах  $[a, b]$ , визначеною технічною умовою. Отже, при виконанні умови  $Y(Y_0)=Y_0$  інформація яка нас цікавить міститься у щільності перехідної імовірності  $P(Y, t/Y_0, t_0)$ .

Сутність метода прогнозування полягає в тому, що за допомогою квантування за рівнем випадкової функції, яка характеризує змінування параметра у часі, реальний процес зношення апроксимується марковським дискретним процесом.

Аналітичні залежності імовірнісних характеристик від часу отримують з диференційних рівнянь А.Н. Колмогорова, за допомогою яких можна описати динаміку процесу зношення. Відомими величинами в цих рівняннях є інтенсивності перетинання випадковою функцією фіксованих рівнів квантування, отриманих статистичним шляхом.



Використаємо цю модель для визначення імовірнісних характеристик процесу зношення. Задача розв'язується наступним чином. Інтенсивність  $\eta_i$  перетину функцією  $X(t)$  прийнятого рівня квантування  $x_i$  відома і вибирається з початкової реалізації процесу.

Побудуємо математичну модель зношення. Діапазон  $[x_{\min}, x_{\max}]$  допустимої зміни величини  $x$ , характеризує зношення трубопроводу, розділимо на три кванти:  $\Delta x_0$ ,  $\Delta x_1$  і  $\Delta x_2$ . Вважаємо, що трубопровід знаходиться в стані  $S_i$ , якщо  $x$  знаходиться у  $i$ -му інтервалі квантування  $\Delta x$ ,  $i = 0, 1, 2$ . Інтенсивність перетинання процесом  $X(t)$  рівня квантування  $x_i$  позначимо через  $\eta_i$ . Ця величина є інтенсивністю збільшення параметра  $x_i$  на величину  $\Delta x_i$  [ $i = 0, 1, 2$ , якщо  $X(t)$  є не убиваючою випадковою функцією часу  $t$ ].

Величини  $\Delta x_i$ ,  $\eta_i$  характеризують середню швидкість зростання параметра  $X$  у інтервалі квантування  $\Delta x_i$ . За технічними умовами  $S_0$ ,  $S_1$  і  $S_2$  є станами роботоспроможності трубопроводу, а  $S_3$  – станом відмови.

Розглядаючи процес зміни стану трубопроводу як марковський дискретний процес, знайдемо імовірність  $P_i(t)$  знаходження трубопроводу у момент часу  $t$  в стані  $S_i$  з диференціальних рівнянь А.Н. Колмогорова:

$$P_i(t) = -\eta_i P_i(t) + \eta_{i-1} P_{i-1}(t), \quad i = 0, 1, 2, \quad (10)$$

де  $\eta_i = 0$  при  $i < 0$ .

При загальних початкових умовах  $P_i(t) = P_i$ ;  $t = 0$ ;  $i = 0, 1, 2$ .

Розв'язок системи рівнянь, отриманих за допомогою перетворень Лапласа, має вигляд:

$$\left. \begin{aligned} P_0(t) &= P_0 e^{-\eta_0 t}; \\ P_1(t) &= \frac{P_0 \eta_0}{\eta_1 - \eta_0} e^{-\eta_0 t} + \left( P_1 - \frac{P_0 \eta_0}{\eta_1 - \eta_0} \right) e^{-\eta_1 t}; \\ P_2(t) &= \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_1 - \eta_0)(\eta_2 - \eta_0)} e^{-\eta_0 t} + \left[ \frac{P_1 \eta_1}{\eta_2 - \eta_1} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_0 - \eta_1)(\eta_2 - \eta_0)} \right] e^{-\eta_1 t} + \\ &+ \left[ P_2 + \frac{P_1 \eta_1}{\eta_1 - \eta_2} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_0 - \eta_2)(\eta_1 - \eta_2)} \right] e^{-\eta_2 t}. \end{aligned} \right\} \quad (11)$$

Імовірність  $P_3(t)$  знайдемо з умови нормування:

$$\sum_{i=1}^3 P_i(t) = 1, \quad \text{тобто} \quad P_3(t) = 1 - \sum_{i=0}^2 P_i(t) = 1. \quad (12)$$

Імовірність безвідмовної роботи  $P(t)$  визначимо, як імовірність того, що за час  $t$  процес  $X(t)$  не досягне критичного рівня  $x_2$ :

$$P(t) = \sum_{i=0}^2 P_i(t) = \sum_{i=0}^2 K_i e^{-\eta_i t}, \quad (13)$$

$$\text{де } K_0 = P_0 + \frac{P_0 \eta_0}{\eta_1 - \eta_0} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_1 - \eta_0)(\eta_2 - \eta_0)};$$

$$K_1 = P_1 + \frac{P_0 \eta_0}{\eta_1 - \eta_0} + \frac{P_1 \eta_1}{\eta_2 - \eta_1} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_0 - \eta_1)(\eta_2 - \eta_1)};$$

$$K_2 = P_2 + \frac{P_1 \eta_1}{\eta_1 - \eta_2} + \frac{P_0 \eta_0 \eta_1}{(\eta_0 - \eta_1)(\eta_1 - \eta_2)}.$$

$$\text{Щільність цієї імовірності } f(t) = \sum_{i=0}^2 \eta_i K_i e^{-\eta_i t}.$$

$$\text{Інтенсивність відмов } \lambda(t) = \frac{\sum_{i=0}^2 \eta_i K_i e^{-\eta_i t}}{\sum_{i=0}^2 K_i e^{-\eta_i t}}.$$

$$\text{Середній час безвідмовної роботи } T_{\text{cp}} = \frac{P_0}{\eta_0} + \frac{P_0 + P_1}{\eta_1} + \frac{P_0 + P_1 + P_2}{\eta_2}.$$

$$\text{Дисперсія цього часу } \sigma_t^2 = \frac{2 \sum_{i=1}^2 K_i}{\eta_i^2} - T_{\text{cp}}^2.$$

Важливою перевагою розглянутої моделі є тою що вона дозволяє для будь-якого моменту, застосувавши розклад у ряд Грама-Шарльє, знайти одномірний закон.

Математичне очікування процесу  $X(t)$

$$m_x(t) = \sum_{i=0}^3 x_i^* P_i(t).$$

Квантоване значення  $x_i^*$  вибирається з урахуванням найменшого відхилення значень, отриманих експериментальним шляхом.

При достатньо довгій довжині трубопроводів їх розбивають на інтервали, при цьому характерним є значення параметра у даному інтервалі. У зв'язку з цим результат кількісного значення параметра який вимірюється може розглядатися як ознака, яка приймає декілька можливих станів (яка має декілька розрядів – інтервалів діагностування). Враховуючи велику довжину трубопроводів гідравлічних мереж їх необхідно розбити на окремі ділянки. Для цього слід використовувати втрату тиску яку розраховують за відомими з технічної гідромеханіки формулами та один з методів статистичних рішень. При цьому

слід враховувати, що найменшу імовірність пропуску дефекту отримуємо при використанні методів Неймана-Пірсона і мінімального ризику, а діагностична цінність обстеження збільшується вдвічі при переході від двох діагностичних інтервалів до чотирьох, та подальше збільшення інтервалів не призводить до зростання  $D_1(k_1)$ . Отриманий результат має загальний характер.

*Висновки.* Розроблена узагальнена методика прогнозування надійності гідравлічних мереж. Враховуючи взаємні статистичні зв'язки ознак, обґрунтовано вибір сукупності діагностичних параметрів для контролю технічного стану окремих структурних елементів гідравлічної мережі. Встановлено, що для діагностування технічного стану структурних елементів гідравлічної мережі та прогнозуванні їх надійності доцільно використовувати: для гідравлічної апаратури керування та розподілення – метод Байєса; насоса – метод, що базується на середній статистичній зміні параметрів однотипних пристроїв та використання випадкової степеневі функції виду (2); мережі трубопроводів – моделі зношення на базі метода, кусочно-лінійної статистичної апроксимації з застосуванням марковської моделі процесу. Встановлено, що розбиття трубопроводу, підчас його діагностування, доцільно розбивати на чотири окремі ділянки.

#### Література:

1. *Биргер И.А.* Техническая диагностика / *И.А. Биргер* – М. : Машиностроение, 1978. – 240 с.
2. *Богдан Н.В.* Техническая диагностика гидросистем / *Н.В. Богдан, М.И. Жилевич, Л.Г. Красневский* – Минск : Белавтотракторостроение, 2000. – 120 с.
3. Техническая диагностика гидравлических приводов / *Т.В. Алексеева, В.Д. Бабанская, Т.М. Башта* и др.; под ред. Т.М. Башты. – М. : Машиностроение, 1989. – 264 с.
4. *Мятяш А.* Надежность водопроводных металлических труб Украины / *Мятяш А.* // MOTROL, 2014. – Vol. 16, No 6. P. 117–124.
5. *Новохатний В.* Надежность охладительных систем оборотного водоснабжения / *В. Новохатний, С. Костенко* // MOTROL, 2014. – Vol. 16, No 6. P. 77–84.
6. *Пугачев В.С.* Теория случайных функций и ее применение к задачам автоматического управления / *В.С. Пугачев.* – М.: Гос. изд. технико-теоретической лит., 1957. – 659 с.

## МЕТОДИКА ПРОГНОЗИРОВАНИЯ НАДЕЖНОСТИ ГИДРАВЛИЧЕСКИХ СЕТЕЙ

Андренко П.Н., Цента Є.Н., Свинаренко М.С.

***Аннотация*** – в статье представлена разработанная методика прогнозирования надежности гидравлических сетей. Обоснован выбор совокупности диагностических параметров для контроля технического состояния их отдельных элементов. Приведены рекомендации по разбивке трубопроводной сети на отдельные участки.

## METHOD OF PREDICTING RELIABILITY OF HYDRAULIC CIRCUITS

P. Andrenko, E. Tsenta, M. Svinarenko

### ***Summary***

Method of predicting reliability of hydraulic circuits was developed and presented in this article. Set of diagnostic parameters for monitoring the technical condition of individual elements was established. The recommendations of pipeline system dividing in the separate areas were provided.