УДК 629.017(07)

В.І. Лесько, доцент КНУБА

МЕТОД ОЦІНКИ ПОКАЗНИКІВ НАДІЙНОСТІ ГІДРОПРИВОДІВ ОДНОКОВШОВИХ ЕКСКАВАТОРІВ ІЗ ЗАСТОСУВАННЯМ СТАТИСТИЧНОГО МОДЕЛЮВАННЯ

АНОТАЦІЯ. *Пропонується метод оцінки показників надійності гідроприводу екскаватора, що дозволяє враховувати параметричні відмови основних елементів гідроприводу за параметром «об ємний ККД» з урахуванням ефективності функціонування екскаватора та стохастичної залежності між ними.*

Ключові слова: *метод оцінки, показники надійності, гідропривод.*

ANNOTATION. *The method for evaluating reliability of hydraulic excavator, which allows to consider parametric failures of basic elements of hydraulic drive on the volumetric EFFICIENCY, taking into account the effective functioning of the excavator and stochastic dependencies between them was proposed*

Key words: *estimation method, reliability indexes, hydraulic drive.*

Актуальність проблеми. Аналізи відмов гідроприводів (ГП) одноківшових екскаваторів (ОЕ) та його функціонування показують, що найбільш характерними видами відмов ГП, наряду з іншими, є параметричні відмови, формування яких в часі приводить до поступової втрати рівня роботоздатності його елементів та зниження, внаслідок цього, ефективності функціонування всього ГП, що при певних умовах розцінюється також як параметрична відмова. Це дає підстави вважати функціональні можливості ГП та його ефективність, одним із аспектів надійності і вказує на необхідність врахування їх при оцінці показників надійності (ПН). Для цього необхідно розробити методи оцінки ПН на основі моделей параметричних відмов з урахуванням ефективності функціонування ГП та стохастичної залежності між ними.

Мета і постановка задачі. В даній роботі автором пропонується метод оцінки ПН із застосуванням імітаційного моделювання, суть якого полягає в наступному. На основі інформації, одержаної в результаті діагностування гідроприводів в умовах експлуатації на протязі часу t_0 - t_r, описуються закономірності зміни об'ємного ККД - η_j(j = 1,2,..., N) кожного із N основних гідроелементів (гідронасоси, гідроциліндри, секції гідророзподільників, гідродвигуни), які лімітують надійність ГП. Реалізації об'ємного ККД (ОККД) елементів описуються нестаціонарним випадковим процесом $\eta_j(t)$, який протікає під впливом широкого спектру експлуатаційних факторів ($X_1,X_2,X_3,...,X_n$). За характеристику випадкових функцій в перерізах часу t_i прийняті одномірні густини ймовірнісного розподілу $f_j(\eta;t_i)$. Апроксимація параметрів законів розподілу на відрізку t_0-t_r дозволяє одержати прогнозні моделі $f_j(\eta;t_i)$ для перерізів часу $t_i>t_r$. В якості екстраполяційної функції параметрів прийнята степенева функція. При нормальному законі розподілу ОККД апроксимації підлягають начальні та центральні моменти: $m_{\eta_j}(t)$ та $\sigma^2_{\eta_j}(t)$; при законі Вейбулла або гамма-розподілі апроксимації підлягають параметри масштабів $a_\eta(t)$, $\lambda_\eta(t)$ та форми $b_\eta(t), \alpha_\eta(t)$ відповідно. На основі кореляційного та регресійного аналізу за результатами експерименту визначається вплив експлуатаційних факторів на закономірності тренду параметрів: $m_\eta(t)=\psi(X_1,X_2,...,X_n;t)$. Вважаємо, що при заданих граничних значеннях $\eta_{грj}$ елемент ГП буде роботоздатний по параметру η_j, якщо дотримується умова роботоздатності $\varphi_j = \eta_j - \eta_{грj} > 0$, і навпаки, якщо $\varphi_j < 0$, - то це трактується як параметрична відмова j - го елементу.

Прогнозування функцій розподілу імовірностей випадкового процесу $\eta(t_i)$ для будь-якого перерізу часу t_i при заданих умовах експлуатації дає можливість формування параметричних ймовірнісно-фізичних моделей відмов, за якими визначаються показники надійності. Ймовірність збереження роботоздатності (ЙЗР) елементів визначається за умовами $\varphi_j>0$:

$$P(\varphi_j>0;\ t_i) = P\{\eta_j\ (t_i) > \eta_{гр.j};\ t_i\} = \int_{\eta_{ГР}}^{1} f\left(\eta_j, t_i\right) d\eta\ . \tag{1}$$

Графічна інтерпретація процесу формування ймовірнісно-фізичної моделі відмови елементів ГП приведена на рис.1.

Вважаючи відповідність рівня ефективності функціонування ГП певному заданому граничному рівню як одну із умов W роботоздатності ГП, - приймаємо, що збільшення тривалості робочого циклу екскавації $t_ц$ відносно заданого граничного значення $t_{ц.\ зад}$ в момент часу t_i також трактується як параметрична відмова (тобто $W= t_{цi} - t_{ц.зад} >0$). Знаючи залежність значення тривалості робочого циклу екскавації

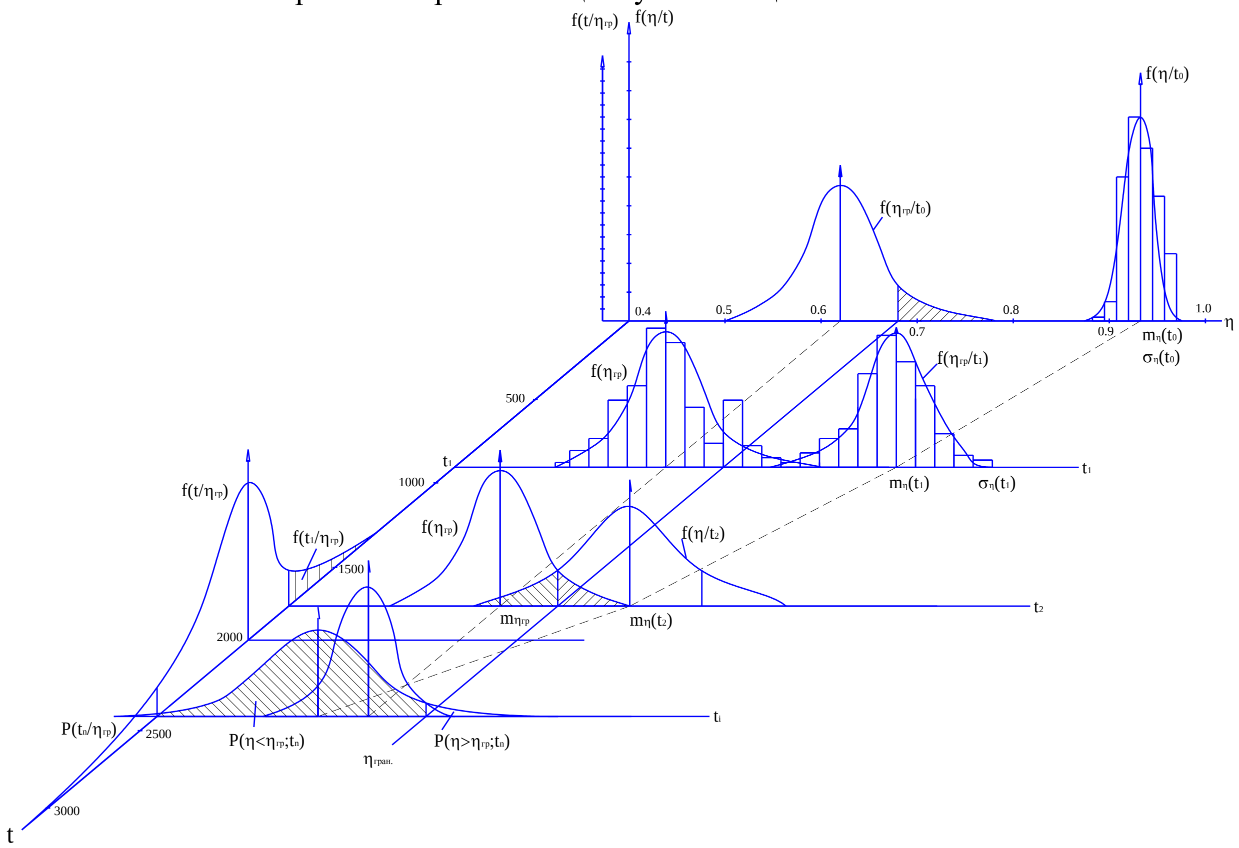

Рисунок 1. Графічна інтерпретація процесу формування ймовірнісно-фізичної моделі відмови елементів гідроприводу екскаватора.

$t_ц$ від об'ємних ККД гідроелементів η_j, можна прогнозувати значення $t_ц(t_i)$ для моменту часу t_i :

$$t_ц(t_i) = Y\{\eta_1(t_i), \dots , \eta_j(t_i), \dots , \eta_N(t_i)\} \tag{2}$$

Функціональна залежність $t_ц= Y\{\cdot\}$ встановлюється експериментальним шляхом або за допомогою математичного моделювання.

Імовірність збереження заданого граничного рівня ефективності ГП за параметром $t_ц$ в момент часу t_i знаходиться за формулою:

$$P(W<0,\ t) = P\{\ t_ц(t_i) < t_{ц.зад.}, t_i\ \} = \int_0^t f\{Y(\cdot); t_i\} dt \tag{3}$$

де : $f\{Y(\cdot);\ t_i\}$ - густина розподілу ймовірності тривалості робочого циклу в момент часу t_i

Так як між умовами роботоздатності φ_j та ефективністю функціонування існує стохастичний зв'язок, то формула для визначення ЙЗР при параметричних відмовах для моменту часу t_i в загальному вигляді запишеться так :

$$P(t_i) = P_1\{W<0;\ t_i\ /\ (\varphi_1>0)\cap\ldots\cap(\varphi_j>0)\cap\ldots\cap(\varphi_N>0);\ t_i\}\times$$
$$\times P_2\{(\varphi_1>0)\cap\ldots\cap(\varphi_j>0)\cap\ldots\cap(\varphi_N>0);\ t_i\} \quad (4)$$

де : $P_1\{\cdot\}$ - умовна ймовірність збереження ефективності функціонування ГП при заданому граничному значенні $t_{ц.зад.}$, яка визначена при умові безвідмовного функціонування всіх елементів ($\varphi_j > 0$);

$P_2\{\cdot\}$ - ймовірність збереження умов роботоздатності елементів $\varphi_j>0$.

Наявність корельованих зв'язків між параметричними відмовами елементів та ефективністю ГП, складність визначення коефіцієнтів корреляції і відсутність в класичній теорії надійності методів визначення умовних ймовірностей унеможливлюють використання аналітичних форм для визначення $P_п(t_i)$. Крім цього, виникає проблема визначення густини розподілу f(t) напрацювань до параметричної відмови ГП при заданих $\eta_{j_{ГРАН}}; t_{цзад}$.

Окреслені задачі вирішуються за допомогою методів статистичного моделювання [1] (метод Монте – Карло) процесів формування зазначених параметричних відмов ГП та залежності між ними. Узагальнена блок – схема алгоритму визначення показників надійності ГП представлена на рисунку 2.

Імітаційним моделюванням для кожного моменту часу t_i , починаючи з $t_{min}=0$, із шагом Δt формуються прогнозні значення параметрів відомого за експериментальними даними закону розподілу ОККД j – го гідроелементу ($j=\overline{1,N}$). Для нормального закону розподілу такими параметрами будуть $m_{\eta j}(t_i)$ та $\sigma_{\eta j}(t_i)$:

$$m_{\eta j}(t_i) = m_{\eta_{oj}} - V_j t_i^{\alpha j}; \quad (5)$$

$$\sigma^2_{\eta}(t_i) = \sigma^2_{\eta_o} + \sigma^2_V t_i^{2\alpha j}. \quad (6)$$

де: значення $m_{\eta_{oj}}; \sigma_{\eta_{oj}}; V_j$ та α_j визначаються експериментальним шляхом.

В перерізі часу t_i для всіх елементів гідроприводу формуються M послідовних реалізацій випадкових значень ОККД. Після формування чергового q – го номера реалізації ($q=\overline{1,M}$) генератор випадкових чисел генерує рівномірно розподілені випадкові величини ξ_{mj} в інтервалі (0,1), згенеровані числа запам'ятовуються і із заданим законом (в даному випадку нормальним) за формулами [2] одержуємо ряд значень випадкових величин ОККД η_{jqi} (де $q = 1, \ldots, M_{ji}$):

$$\eta_{jqi}(t_i) = m_{\eta j}(t_i) + \sigma_{\eta j}(t_i)\cdot\left(\sum_{m=1}^{12}\xi_{mji} - 6\right). \quad (7)$$

Для кожної реалізації $q_{ji} \leq M_{ji}$ спочатку здійснюються перевірки умов збереження роботоздатності ($\varphi_{jqi} = \eta_{jqi} - \eta_{j_{ГРАН}} > 0$) всіх елементів гідроприводу. Якщо при q – ій реалізацій змодельовані значення η_{jqi} хоча б одного елементу виходять за межі області роботоздатного стану $\left(\eta_{jqi} < \eta_{j_{ГРАН}}\right)$, - то фіксується порушення умови роботоздатності j – го елементу. Тобто наступає стан параметричної відмови всього гідроприводу при данній q – ій реалізації (стан А) як системи із послідовно з'єднаними елементами. Після фіксації та запам'ятовування стану А цикл перевірки умов роботоздатності всіх елементів повторюється для наступних реалізацій (при q + 1) $\eta_{j(q+1)i}$ і т. д.

У разі одночасного збереження всіх умов роботоздатності елементів вважаємо, що гідропривід в цілому ОЕ відповідає роботоздатному стану (стану $\overline{A}$) при заданих граничних значеннях діагностичних параметрів $\eta_{j_{\text{ГРАН.}}}$ (тобто $\overline{A} = (\varphi_{1q_i} > 0) \bigcap \ldots \bigcap (\varphi_{jq_i} > 0) \bigcap \ldots \bigcap (\varphi_{Nq_i} > 0))$. І тільки при цій єдиній умові (при стані $\overline{A}$) визначається рівень ефективності функціонування всього ГП за інтегральним показником – тривалістю робочого циклу $t_{цq_i}$ екскаватора в залежності від значень параметрів об ємного ККД η_{jq_i}:

$$t_{цq}(t_i) = Y\{\eta_{1q}(t_i), \ldots, \eta_{jq}(t_i), \ldots, \eta_{Nq}(t_i)\}. \tag{8}$$

Далі здійснюється порівняння одержаної випадкової величини $t_{цq_i}$ із заданим або нормативним граничним значенням $t_{ц\ зад}$. В разі невідповідності умови збереження заданого рівня ефективності (W_{qi} = $t_{цq_i}$ - $t_{ц\ зад}$ < 0) фіксується параметрична відмова гідроприводу (стан В).

При умові, якщо W_{qi} >0, - то ГП вважається роботоздатним (стан $\overline{B}$).

Після цього цикл перевірки умов роботоздатності повторюється для наступних реалізацій η_{jqi}.

Процес моделювання здійснюється для всієї множини $q_i = \overline{1, M}$. При $q_i \geq M$ цикл моделювання для моменту часу t_i завершується і підраховується загальна кількість відмов (станів А та В) в інтервалі Δt_i:

$$n_i^A = \sum_{q=1}^{M} n_{qi}^A; \qquad n_i^B = \sum_{q=1}^{M} n_{qi}^B \tag{9}$$

Для перерізу часу t_i в інтервалі ($\Delta t = t_i - t_{i-1}$) визначаються значення функцій розподілу $\hat{F}(t_i)$, яка дорівнює ймовірності відмови $Q(t_i)$, та ймовірності збереження роботоздатного стану $\hat{P}(t_i)$ гідроприводу:

$$\hat{F}(t_i) = \frac{\sum_{q=1}^{M} n_{qi}^A + \sum_{q=1}^{M} n_{qi}^B}{M} = Q(t_i). \tag{10}$$

$$\hat{P}(t_i) = \left[1 - \frac{\sum_{q=1}^{M} n_{qi}^A}{M}\right]\left[1 - \frac{\sum_{q=1}^{M} n_{qi}^B}{M - \sum_{q=1}^{M} n_{qi}^A}\right]. \tag{11}$$

В даному випадку складові формули (11) оцінки ймовірності збереження роботоздатності ГП відповідають складовим виразу (4):

$$P_1\{W < 0; t_i / (\varphi_1 > 0) \bigcap \ldots \bigcap (\varphi_j > 0) \bigcap \ldots \bigcap (\varphi_N > 0); t_i\} = 1 - \frac{\sum_{q=1}^{M} n_{q_i}^B}{M - \sum_{q=1}^{M} n_{q_i}^A}; \tag{12}$$

$$P_2\{(\varphi_1 > 0) \bigcap \ldots \bigcap (\varphi_j > 0) \bigcap \ldots \bigcap (\varphi_N > 0); t_i\} = 1 - \frac{\sum_{q=1}^{M} n_{q_i}^A}{M}; \tag{13}$$

Середнє квадратичне відхилення оцінки значень $\hat{P}(t_i)$ розраховується за формулою:

$$\sigma_{\hat{P}} = \sqrt{\frac{\hat{P}(1 - \hat{P})}{M}} \tag{14}$$

Після отримання результату розрахунку $\hat{P}(t_i)$ перевіряється умова:

$$\xi \le \xi_{зад}\,, \tag{15}$$

де ξ та $\xi_{зад}$ - відповідно розрахункове та задане значення відносної (або абсолютної) точності результату. При виконанні умови (15) процес моделювання припиняється, в іншому випадку – відбувається перехід до чергового циклу генерування реалізацій.

Поточне значення відносної похибки ξ розраховується за формулою:

$$\xi = t_\beta \sqrt{\frac{1-\hat{P}}{M \cdot \hat{P}}} \tag{16}$$

де $t_\beta = \sqrt{2}\Phi^{-1}(\beta)$ - функція, зворотна функції Лапласа (квантіль нормального розподілу, який відповідає довірчій імовірності β).

При отримані позитивного результату за умовою (15) визначається довірчий інтервал для розрахованого значення імовірності $\hat{P}$ при відносній похибці ξ та заданій довірчій імовірності β. Розрахунок нижньої $\underline{P}_н$ та верхньої $\overline{P_в}$ довірчих меж проводиться за формулами:

$$\underline{P}_н = \hat{P} - t_\beta \sqrt{\frac{\hat{P}(1-\hat{P})}{M}} \tag{17}$$

$$\overline{P_в} = \hat{P} + t_\beta \sqrt{\frac{\hat{P}(1-\hat{P})}{M}} \tag{18}$$

Після цього імітаційний процес і розрахунки $P_1(\cdot)$, $P_2(\cdot)$, $\hat{P}(t_i)$ та $\hat{F}(t_i)$ для моменту часу t_i завершуються і моделювання розпочинається спочатку в кожному із наступних перерізів часу t_{i+1}, t_{i+2} і т.д. через шаг Δt.

Для кожного моменту часу t_i визначаються значення щільності імовірності розподілу $\hat{f}(t_i)$ наробітку до відмови:

$$\hat{f}(t_i) = \frac{\hat{F}(t_{i+1}) - \hat{F}(t_i)}{t_{i+1} - t_i} = \frac{\hat{P}(t_i) - \hat{P}(t_{i+1})}{t_{i+1} - t_i}. \tag{19}$$

Визначена за формулою (24) щільність розподілу характеризує щільність умовного розподілу $f\left(t/\forall\varphi_j > 0, W > 0\right)$ величини наробітку t до відмови гідроприводу при заданих умовах роботоздатності для заданих граничних значень ОККД $\eta_{гран.\,j}$, $\eta_{ФДгран.\,j}$ та граничного рівня ефективності його функціонування $t_{ц.зад}$.

Середній наробіток до відмови та його довірчий інтервал розраховується за формулами:

$$T_{o\,ср} = \int_0^\infty t \cdot f\left(t/\forall\varphi_i > 0, W > 0\right)dt = \int_0^\infty P(t)dt, \tag{20}$$

$$\int_0^\infty \underline{P}(t)dt \le T_{o\,ср} \le \int_0^\infty \overline{P}(t)dt \tag{21}$$

Гамма-процентний наробіток $T_{0\gamma}$ до відмови ГП можна визначити із співвідношень:

$$P = P_r\left\{\forall\varphi_j(t_\gamma) > 0; W(t_\gamma) > 0\right\} \ge 0{,}01\gamma \tag{22}$$

або $$P(t_\gamma)=\int_{t_\gamma}^{\infty} f\left(t/\forall\varphi_i>0, W>0\right)dt = 0{,}01\gamma \qquad (23)$$

Оцінка гамма-процентного наробітку знаходиться імітаційним моделюванням за тим значення t_γ, для якого виконується рівність $P(t_\gamma) = 0{,}01\gamma$.

За отриманими результатами будуються графіки функцій $\hat{F}(t)=\hat{Q}(t)$, $\hat{P}(t)$, $\hat{P}_1(t)$, $\hat{P}_2(t)$, $\hat{f}(t)$.

Висновок. Розроблений метод оцінки ПН гідроприводу із застосуванням статистичного моделювання дозволяє максимально або в більш повній мірі враховувати механізм формування параметричних відмов гідроприводів екскаваторів, його функціональні та конструктивні особливості, ефективність функціонування ГП в цілому в залежності від об'ємних ККД його основних елементів та стохастичну залежність між параметричними відмовами в той час, коли аналітичне рішення подібних задач практично неможливе та часто зводиться до припущення про незалежність відмов і, як результат, - до невірних оцінок показників надійності.

Використання на практиці запропонованого методу дасть можливість одержувати більш реальні оцінки показників надійності гідроприводів не тільки одноківшових екскаваторів, але й інших гідрофікованих машин (кранів, навантажувачів), дасть можливість прогнозувати та керувати їх показниками надійності в залежності від умов експлуатації та заданих умов роботоздатності ГП будівельних машин.

Література

1. Бусленко Н.П., Шрейдер Ю.А. Метод статистических испытаний (Монте - Карло) и его реализация на цифровых вычислительных машинах. – М.: Физматгиз, 1971. – 226 с.
2. Прогнозирование технического состояния и надежности радиоэлектронной аппаратуры. / Д.В. Гаскаров, Т.А. Голинкевич, А.В. Мозгалевский; Под редакцией Т.А. Голинкевича. – М.: Советское радио, 1984. – 434 с.