СТАТИСТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ РОБОТОЗДАТНОСТІ ГІДРАВЛІЧНИХ ТРАНСМІСІЙ МОБІЛЬНИХ МАШИН СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКОГО ПРИЗНАЧЕННЯ

Алексеєнко Д. С.
Дніпропетровський державний аграрно-економічний університет,
магістрант кафедри «Надійність і ремонт машин»

Мельянцов П.Т.
кандидат технічних наук, доцент,
Дніпропетровський державний аграрно-економічний університет,
доцент кафедри «Надійність і ремонт машин»

Ключові слова: статистичне моделювання, гідравлічна трансмісія, кусково-стійкі марковські процеси, роботоздатний стан.

Keywords: statistical design, hydraulic transmission, piecewise-stable markov processes, robust state.

Гідравлічні трансмісії (ГТ) мобільних машин вітчизняного виробництва (ГСТ-90, ГСТ-112) включають в себе аксіально-плунжерні агрегати (гідронасос, гідромотор). Їх роботоздатний стан в умовах експлуатації в основному (близько 60 %) обумовлюються технічним станом деталей качаючих вузлів гідроагрегатів: «розподільник-приставне дно», «п'ята плунжера-опора», «п'ята плунжера-похила шайба», «втулка блоку-плунжер» [1].

Втрата роботоздатного стану (ГТ) приводить до значних матеріальних втрат, обумовлених ремонтом аксіально-поршневих гідромашин на спеціалізованих підприємствах, та простоюванням кормо-та зернозбиральних комбайнів. Їх зменшення можливе за рахунок виявлення зміни технічного стану ресурсолімітуючих деталей гідромашин на ранніх стадіях їх виникнення, а також прогнозування залишкового ресурсу при проведенні робіт з технічного сервісу.

Метою роботи є визначення ймовірності перебування гідравлічної трансмісії у роботоздатному стані в залежності від часу, за умови відомих інтенсивностей переходу між можливими технічними станами гідравлічної системи.

Для досягнення поставленої мети необхідно розглянути такі задачі: розробити алгоритми імітаційного моделювання кусково-марковських систем, сформувати граф переходів між технічними станами (ГТ), та значення інтенсивностей переходів, провести імітаційне моделювання гідроприводу ГСТ-90.

Враховуючи те, що агрегати (ГТ) відносяться до систем неперервної дії, стан яких змінюється випадково у часі, то для аналізу їх технічного стану застосуємо теорію обслуговування і теорію масового обслуговування. Для оцінки стану комплексів виробів високонадійної техніки, створюються математичні моделі на основі марковських систем [2], для яких існують методи аналітичного та імітаційного (наближеного) розв'язання [3].

Розглянемо моделювання роботи (ГТ), за допомогою імітаційного моделювання, шляхом приведення немарковських випадкових процесів обслуговування до марковського. Введення сплайн-експоненційного розподілу дозволило зводити нестаціонарні пуасоновскі процеси до кусково-стаціонарних і, тим самим, одержати моделі обслуговування систем при нестаціонарних потоках відмов і відновлень. У дійсності для реальних випадків $\lambda_{ij} = \varphi(t)$, здійснюючи апроксимацію $\varphi(t)$ кусково-постійною функцією, зводять немарковські випадкові процеси обслуговування до марковських. Реалізація таких процесів призводить до апроксимації $\varphi(t)$ кусково-постійною функцією на $t \in [T_k,\ T_{k+1}]$.

Загальна схема побудови марковської моделі системи обслуговування складається з трьох етапів:

Вибір фазового простору X. Цей простір вибирається з такою умовою, щоб за значенням $i \in X$ можна було визначити, які операції здійснюються в даному стані.

Позначимо через $|i|$ («ранг» i) загальне число операцій у стані i і назвемо їх $O_{i1},\ \supset,\ O_{i|i|}$. Поряд із реальними операціями в це число включаються фіктивні – очікування тієї або іншої події. Так, можна вважати, що подія найпростішого потоку з'являється в момент закінчення «операції» очікування цієї події; тривалість такої операції розподілена за експоненціальним законом.

Визначення параметрів операцій. Позначимо через $\propto_{ij}$ параметр виконання операції O_{ij}. Таким чином, якщо в момент t стан системи дорівнює і, тоді за час Δ може закінчитися j-я операція з імовірністю $\mu_{ij}\Delta + 0\Delta$.

Визначення можливих переходів при закінченні операцій. Позначимо через $P_{ik}^{(1)}$ імовірність того, що при закінченні операції O_{ij} система переходить у стан k. (Якщо переходи детерміновані, то $P_{im}^{(1)} = 1$, $P_{ik}^{(1)} = 0$ при $k \uparrow m$, де m – стан, у який процес переходить при закінченні операції O_{ij}.)

Марковська модель поведінки системи побудована, а саме, визначений однорідний марковський процес із множиною станів *X* і інтенсивностями переходу:

$$\lambda_{ij} = \sum_{j=1}^{|i|} \mu_{ij} \cdot p_{ik}^{(j)}, \tag{1}$$

Розглянемо моделювання марковського процесу з скінченою множиною станів. Такий процес задається початковим розподілом $\{P_i^{(0)}\}$, матрицею інтенсивностей переходів $\lambda(t) = \|\lambda_{ij}(t)\|$, де $\lambda_{ij}(t)$ при $j \uparrow i$ є миттєва інтенсивність переходу з i в j в момент t, $\lambda_{ij}(t) = -\sum_{j \neq i} \lambda_{ij}(t) = -\lambda_i(t)$. Загальним у всіх методах є реалізація початкового, випадкового стану і покрокова побудова траєкторії процесу, тобто продовження її на інтервали

$[0,t_1)$, $[t_1,t_2)$, $[t_2,t_3)$ і т.д.. Відмінність – у методі реалізації моментів t_n : вони можуть бути як детермінованими, так і випадковими.

Одним із видів імітаційного моделювання марковського процесу із скінченою множиною станів є метод $\varnothing t$.

У цьому випадку $\Delta t = t_n - t_{n-1}$ – постійна величина $\varnothing$; $t_n = n\Delta$, $n \ge 1$. Постійну $\varnothing$ вибирають таким чином, щоб імовірністю двох або більшого числа переходів можна було зневажити. Тоді замість траєкторії $\nu(t)$ моделюється ланцюг Маркова $\{\nu_n\}$, де ν_n апроксимує $\nu_n(n\Delta)$. Ймовірності переходу $\{\nu_n\}$ задаються наближеною формулою:

$$P\{\nu_{n+1} = j \,|\, \nu_n = i\} = \int_{n\Delta}^{(n+1)\Delta} \lambda_{ij}(t)dt \approx \lambda_{ij}\Delta, \qquad j \neq i$$

$$P\{\nu_{n+1} = i \,|\, \nu_n = i\} = 1 - \int_{n\Delta}^{(n+1)\Delta} \lambda_i(t)dt \approx \lambda_i\Delta \approx 1 - \sum_{j \neq i} P_{ij} , \tag{2}$$

Складається $P = \| p_{ij} \|$ – матриця переходів ланцюга Маркова $\{\nu_n,\ n \ge 0\}$; $p_{ij} = P\{\nu_n = j \,|\, \nu_{n-1} = i\}$, а також початковий розподіл $\left\{p_i^{(0)}\right\} = \left\{p_0^{(0)} = 1,\ p_k^{(0)} = 0,\ k = 1,.., n\right\}$ та фіксується N – число процесів $\nu(t)$. Для кожного процесу $\nu_i(t), i = 1,\ldots,N$ складається підпрограма моделювання випадкової величини, розподіл якої задається k – м рядком матриці P . Назвемо цю підпрограму A_{ik} . Розглядається часовий інтервал $[0,T]$.

1) Для $t = 0$: $P_0(0) = 1$, $P_s(0) = 0$, $s = 1,\ldots,N$, тобто усі процеси знаходяться в нульовому стані: (0,0,…,0). Викликається N разів підпрограма A_{i0} , у результаті

виконання якої одержуємо $\nu_0 = (\nu_{10}, \nu_{20},\ \ldots\ , \nu_{N0})$ – послідовність станів системи – еволюція системи.

2) Після цього $t = \Delta$, викликаємо підпрограму A_{ik} із $k = \nu_{i0}\left(i = 1,\ldots,N\right)$. Результат виконання даної програми є $\nu_1 = (\nu_{11}, \nu_{21},\ \ldots\ , \nu_{N1})$. Обчисляємо $P_s = n_s / N$, де n_s – кількість еволюцій системи, що у момент часу t знаходилися в стані s .

3) Потім $t = 2\Delta$, викликаємо A_{ik} із $k = \nu_{i1}\left(i = 1,\ldots,N\right)$, одержуємо $\nu_2 = (\nu_{12}, \nu_{22}, \ldots, \nu_{N2})$, обчисляємо $P_s = n_s / N$ і т.д., поки $t'' T$.

У результаті одержимо для кожної P_i – ймовірності знаходження в i -м стані – її реалізації: $P_{i0}, P_{i1}, P_{i2}, \supset$ ($i = 1,...,n,$ де n – число станів) для різних моментів часу: $t_0 = 0$, $t_1 = \Delta$, $t_2 = 2\Delta, \ldots$ ($P_{i0}, i = 1,...,n$ не обчислюються, вони задані, як початкові умови).

Іншою різновидністю імітаційного моделювання марковського процесу із скінченою множиною станів є метод вузлових моментів.

Назвемо вузловим моментом будь-який момент зміни стана процесу $\nu(t)$. Послідовність вузлових моментів позначимо t_n ; $n \geq 0$; $t_0 = 0$. Покладемо $\nu_{jn} = \nu(t_n)$, $j = 1 \ldots N$, N – число процесів, вважаємо, що процес $\nu(t)$ є неперервним справа з імовірністю 1. Тоді $\{(\nu_n, t_n), n \geq 0\}$ – однорідний ланцюг Маркова. Нехай $\nu_n = i$, $t_n = t$. Щільність ймовірності випадкової величини $t_{n+1} - t$ дорівнює $\lambda_i(t + x)\exp\left\{-\int_0^x \lambda_i(t+u)du\right\}$. Якщо ця величина прийняла значення *x*, то такий стан дорівнює j із імовірністю $\lambda_{ij}(t + x)/\lambda_i(t + x), (j \neq i)$.

Особливо зручний цей метод у випадку однорідного марковського процесу: інтервали між вузловими моментами розподілені по експоненційному закону з параметром, що залежить від поточного стану.

Незручність, пов'язана з реалізацією випадкової величини $t_{n+1} - t$, розподіл якої, взагалі кажучи, залежить від часу, долається таким прийомом. Нехай $\lambda_i(t) \leq a_i$, $a_i \succ 0$, для всіх t . Якщо $(\nu_n, t_n) = (i, t)$, моделюємо експоненційну випадкову величину ξ із параметром a_i і вважаємо $\nu(u) = i,\ t \leq u < t + \xi$. Після цього робимо випадковий іспит із імовірністю результату j , рівною $\lambda_{ij}(t + \xi)/a_i$ при $j \uparrow i$, і $1 - \lambda_i(t + \xi)/a_i$ при $j = i$. В залежності від результату визначається значення $\nu(t) + \xi$ і процедура циклічно повторюється.

Проведемо імітаційне моделювання системи роботи гідравлічної трансмісії за допомогою вище описаних алгоритмів. Методу $\varnothing t$ та Методу вузлових моментів. В результаті чого отримаємо значення перехідних ймовірностей. Для цього побудуємо граф системи:

Таким чином система, що обслуговується може знаходитись в одному з чотирьох станів. У нашому випадку агрегати гідравлічної трансмісії в процесі експлуатації перебувають у 4 можливих станах:

0 – роботоздатному;

1 – втрата роботоздатності гідравлічної трансмісії з можливістю її відновлення безпосередньо на машині (підтяжка різьбових з'єднань, заміна фільтрів, рукавів високого тиску, резинових ущільнень рукавів та ін.) або на об'єктах першого рівня ремонтно-обслуговуючої бази;

2 – втрата роботоздатності, відновлення якої виконується заміною гідронасоса або гідромотора в цілому та їх вузлів (насос підживлення, гідророзподільник, клапанна коробка, клапанів високого тиску та ін.) на об'єктах ремонтно-обслуговуючої бази другого рівня під керівництвом майстра наладчика;

3 – втрата роботоздатності, відновлення якої відбувається при повному розбиранні гідроагрегатів (очищення деталей, відновлення деталей, заміна деталей, виконання контрольно-регулювальних операцій та ін.), на спеціалізованих

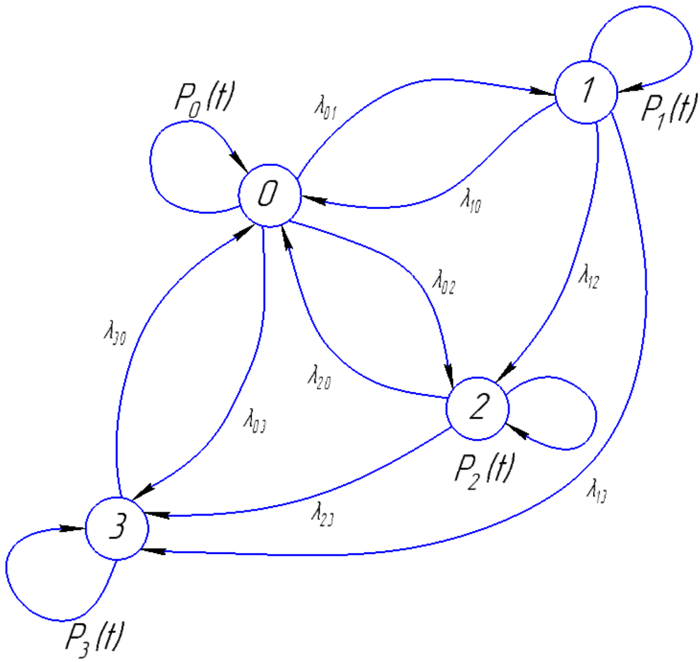

Рис. 1 – Граф системи

ремонтних підприємствах кваліфікованим персоналом, що пройшов спеціальну підготовку.

Система характеризується інтенсивностями переходів із одного стану в інший. Які є функціями від часу (одиниця виміру – 1/мото-год). Вважаємо, що переходи в системі відбуваються за експоненційним розподілом. Дані для розрахунку системи були отримані внаслідок дослідження технічного стану агрегатів гідроприводу трансмісії, які поступають на ремонт. Обслідування ремонтного фонду проводилось в спеціалізованому відділені на якому ремонтують гідроприводи ГСТ – 90. Дані представляють собою базу даних напрацювання агрегатів до відмови, об'єм якої складає 100 агрегатів.

За вказаними даними отримано: $\lambda_{01} = 0{,}007949$, $\lambda_{10} = 1{,}162791$, $\lambda_{02} = 0{,}001677$, $\lambda_{20} = 0{,}288184$, $\lambda_{03} = 0{,}000695$, $\lambda_{30} = 0{,}101329$, $\lambda_{12} = 0{,}952381$, $\lambda_{13} = 0{,}228571$, $\lambda_{23} = 0{,}392157$.

Проведені дослідження дають можливість зробити наступні висновки:

1. Ймовірність перебування у стаціонарному режимі роботоздатності гідравлічної трансмісії складає $P = 0{,}94$, що підтверджує високі показники їх надійності, вказані в технічних вимогах для умов експлуатації;

2. Рекомендувати проведення діагностувально- обслуговуючих робіт для гідравлічних трансмісій мобільних машин сільськогосподарського призначення

на 50 та (або) 80 мото-год., у зв'язку з різким підвищенням значення ймовірності перебування у третьому стані, який відповідає усуненню відмов зі значними втратами.

Література

1. Мельянцов П. Т. Аналіз надійності гідропривода трансмісії зерно- та кормозбиральнирх комбайнів [Текст] / П. Т. Мельянцов, О. І. Жуковський // Наукове видання ХДТУСГ-Харків, 2001, Вип. 7 ст. 270-277.
2. Коваленко И. Н. Методы расчета высоконадежных систем [Текст] / И. Н. Коваленко, Н. Ю. Кузнецов – М.: Радио и связь, 1988. – 176 с.
3. Байбуз О. Г. Сплайни в надійності [Текст] / О. Г. Байбуз, О. П. Приставка – Д.: Вид-во Дніпропетр. ун-ту, 2003. – 216 с.