Аналізуючи отримані результати, бачимо, що коефіцієнти, які відповідають за смугу частот, яка для нас є інформативною відносно змінюють свої значення з більших – на початку плавлення до менших – на періоді окислення, що вказує на можливість їх використання як вхідною інформацією для системи розпізнавання технологічних стадій розплаву, яка побудована на основі нейромережевого ідентифікатора, а саме нейромережі Кохонена [4].

Висновки. Застосування швидкого wavelet-перетворення є ефективним засобом отримання вхідної інформації для функціонування нейромережевої системи розпізнавання технологічних стадій плавлення в ДСП на основі мереж Кохонена. Побудова підсистеми інформаційного забезпечення на основі швидкого wavelet-перетворення може підвищити точність та оперативність ідентифікації технологічних стадій плавлення й моментів їх зміни в дуговій сталеплавильній печі.

Подальшою роботою є аналіз форми струму дуги з іншими базовими типами wavelet-функцій, а насамперед функцій Добеші інших порядків.

1. Ситуаційне керування в дугових сталеплавильних печах: Монографія / За ред. О.Ю. Лозинського, Я.Ю. Марущака. – Львів: Вид-во Нац. ун-ту "Львівська політехніка". – 2004. – 382 с. 2. А. с. 1582366 СССР. Устройство для измерения информативных значений гармоник тока дуги трехфазной дуговой электропечи / О.Ю. Лозинский, Я.С. Паранчук, З.Л. Паранчук. – Опубл. 30.07.1990. – Бюл. № 28. 3. Чуи Ч. Введение в вейвлеты: Пер. с англ. – М.: Мир, 2001. – 412 с. 4. Паранчук Я.С., Лізанець В.В. Самоорганізовані карти Кохонена з одновимірною структурою для ідентифікації технологічних стадій плавлення в дугових сталеплавильних печах //. Електромашинобудування та електрообладнання. Темат. вип. Проблеми автоматизованого електропривода. Теорія і практика. – Вип. 66. – 2006. – С. 382–383.

УДК 621.3.019: 51.001.57

О.Ю. Лозинський, С.В. Щербовських
Національний університет "Львівська політехніка"
кафедра ЕАП

РОЗРАХУНОК БЕЗВІДМОВНОСТІ ЕЛЕКТРОМЕХАНІЧНОЇ СИСТЕМИ З ОДНОКРАТНИМ ЗАГАЛЬНИМ ЗАМІЩУВАЛЬНИМ ПОЛЕГШЕНИМ РЕЗЕРВУВАННЯМ

Стаття присвячена синтезу розширеної однорідної Марковської моделі надійності для електромеханічного об'єкта з однократним загальним полегшеним резервуванням. У статті запропоновані моделі відмов складових елементів, які найбільш прийнятні для розв'язання поставленої задачі. Проведено аналіз коректності та адекватності отриманих у статті результатів.

This paper is devoted to synthesis of extended homogeneous Markov reliability model for electromechanical item with single whole stand by reduced redundancy. In the paper failure component model is suggested that the most proper for this problem decision. Correctness and adequacy analysis for received model by result comparison with recognized models is given.

Постановка проблеми. Заміщувальне резервування є одним із найефективніших способів підвищення показників надійності об'єкта. В ідеальному випадку резервний елемент, поки основний елемент справний і виконує покладені на нього функції, відмовити не може. У реальних об'єктах існують стресові фактори, які впливають на елементи резервної групи. Тобто елементові, який перебуває у резерві, ставиться у відповідність певна модель відмов, що описує так зване “полегшене” напрацювання. Коректна модель надійності об’єкта повинна описувати напрацювання резервного елемента після переходу у режим роботи основного елемента, враховуючи попереднє полегшене напрацювання. Розробка адекватних математичних моделей надійності, які з високою точністю прогнозуватимуть показники безвідмовності об’єктів із заміщувальним полегшеним резервуванням є актуальною науковою проблемою. Важливим аспектом таких моделей надійності повинно виступати їх здатність коректно оперувати довільними моделями відмов складових елементів, а не лише експоненціальною. Ця проблема особливо актуальна для електромеханічних та електроенергетичних об’єктів. Типовим прикладом такого об’єкта є гідрогенератор, який перебуває у гарячому резерві.

Вирішення цієї проблеми, з практичного погляду, забезпечить точний аналіз показників безвідмовності електромеханічних та електроенергетичних об’єктів, а, відповідно, оптимізує витрати на створення резервів. З теоретичного погляду, розробка математичних моделей надійності для аналізу показників безвідмовності формує підґрунтя для розробки моделей об’єктів з урахуванням відновлення для аналізу показників готовності.

Аналіз останніх досліджень. Для вирішення поставленої проблеми застосовують два підходи. Один метод ґрунтується на застосуванні звичайних Марковських моделей надійності, а інший – на застосуванні інтегральних рівнянь.

У статтях [1, 2] використовують звичайні однорідні Марковські моделі надійності для відображення зміни навантаження після зміни структури об’єкта. Такі моделі надійності, з погляду синтезу та розрахунку, є високоефективними, а для складних об’єктів та об’єктів з відновленням – найуживанішим методом опису надійності. Недолік звичайних однорідних Марковських моделей надійності полягає у тому, що усі процеси напрацювання та ремонту повинні описуватись експоненціальними моделями відмов та відновлення. Для об’єктів, в яких реальні характеристики напрацювання та ремонтів відрізняються від експоненціального розподілу, а в їх числі є електромеханічні та електроенергетичні об’єкти [3], адекватність звичайної однорідної Марковської моделі погіршується. Причому, у деяких випадках така модель надійності даватиме занижений результат, що є неприпустимим під час проектування об’єктів підвищеної небезпеки [4].

Інший метод вирішення цієї проблеми ґрунтується на застосуванні інтегральних рівнянь [5]. Для системи із однократним резервуванням імовірність безвідмовної роботи визначають так:

$$R(t) = R_1(t) + \int_0^t f_1(\tau) R_{20}(\tau) R_2(t-\tau) d\tau \tag{1}$$

де $R_1(t)$, $f_1(t)$ – імовірність безвідмовної роботи та густина розподілу відмов основного елемента; $R_{20}(t)$, $R_2(t)$ – імовірність безвідмовної роботи резервного елемента в полегшеному та навантаженому режимах роботи; t, τ – час розрахунку та проміжна змінна інтегрування, яка відповідає моменту часу відмови основного елемента.

Основний недолік методу полягає в тому, що застосування добутку $R_{20}(\tau)\ R_2(t-\tau)$ є некоректним, оскільки для резервного елемента напрацювання в режимі основного елемента залежить від напрацювання в режимі резерву. Формула (1) справджується лише для експоненціальної моделі відмов складових елементів, оскільки експоненціальний розподіл має властивість так званого “незапам’ятовування”. Для інших моделей відмов формула (1) дає наближений результат.

Завдання статті. 1. Запропонувати модель відмов елемента, яка придатна, по-перше, для описування явища перерозподілу навантаження, і, по-друге, для синтезу розширеної однорідної Марковської моделі відмов об’єкта.

2. Синтезувати розширену однорідну Марковську модель надійності для досліджуваного об’єкта та проаналізувати її достовірність та адекватність порівняно із іншими методами.

Виклад основного матеріалу. ***Об’єкт дослідження та прийняті припущення.*** Об’єктом є модель надійності електромеханічної системи із однократним загальним заміщувальним полегшеним резервуванням, блок схема безвідмовності якого показана на рис. 1.

З погляду надійності, такий об'єкт складається з двох елементів: основного елемента, характеристики якого позначатимемо індексом "1", та резервного – позначатимемо індексом "2". Алгоритм функціонування досліджуваного об'єкта є таким.

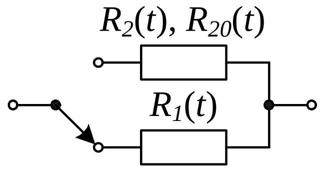


Рис. 1. Блок-схема безвідмовності об'єкта

Спочатку об'єкт перебуває у справному стані, його позначимо як S_3. У такому стані основний елемент "1" є справним і перебуває під повним навантаженням, а резервний елемент "2" – так само справним і перебуває у полегшеному резерві. Напрацювання основного елемента "1" характеризують функцією імовірності безвідмовної роботи $R_1(t)$. Напрацювання резервного елемента "2", навантаження якого є полегшеним, характеризують функцією імовірності безвідмовної роботи $R_{20}(t)$. Внаслідок відмови основного елемента "1", об'єкт переходить у стан, який позначатимемо S_1, а через відмову резервного елемента "2" – у стан S_2. Множину станів досліджуваного об'єкта та можливі однокрокові переходи між станами зобразимо діаграмою станів та переходів (рис. 2).

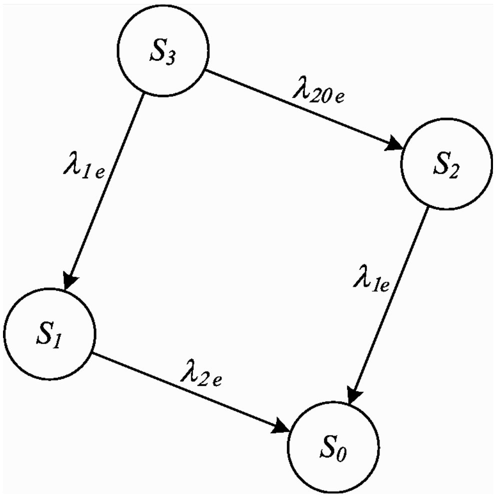


Рис. 2. Діаграма станів та переходів об'єкта

У справному стані S_1 основний елемент "1" є несправним і відімкненим від схеми, а резервний елемент "2" – справним і перебуває під повним навантаженням, виконуючи функції основного елемента. Вважаємо, що пристрій перемикання є абсолютно безвідмовний і виконує переключення у схемі миттєво, а резервний елемент переходить у навантажений стан миттєво. Також приймаємо, що засоби контролю та технічної діагностики є ідеальними. Оскільки основний елемент "1" несправний, то надалі жодних процесів для нього не розглядатимемо. Напрацювання резервного елемента "2", який тепер працює в режимі основного елемента, характеризують функцією ймовірності безвідмовної роботи $R_2(t)$. Внаслідок відмови резервного елемента "2", який працює в режимі основного, об'єкт переходить у стан, який позначатимемо S_0.

У справному стані S_2 основний елемент "1" є справним і далі перебуває під повним навантаженням, а резервний елемент "2" – несправним і відімкненим від схеми. Цей стан відповідає випадку, в якому резервний елемент, перебуваючи під полегшеним навантаженням, відмовив найвірогідніше основний елемент. Напрацювання основного елемента "1" характеризують функцією імовірності безвідмовної роботи $R_1(t)$. Оскільки резервний елемент "2" несправний, – надалі жодних процесів для нього не розглядатимемо. Внаслідок відмови основного елемента "1", об'єкт переходить у стан S_0.

У несправному стані S_0 обидва елементи основний "1" та резервний "2" є несправними. Цей стан об'єкта є фінішним – у ньому жодні процеси не відбуваються.

Розрахунок показників безвідмовності об'єкта виконуватимемо з використанням Марковських моделей надійності на основі розширення простору станів. Для того, щоб виконати розрахунок цим методом, характеристики усіх випадкових процесів напрацювання повинні бути апроксимовані фазовими законами розподілу (*phase-type distribution*) [6]. Для досліджуваного об'єкта приймаємо, що функція імовірності безвідмовної роботи основного елемента "1" описується канонічним фазовим розподілом другого порядку (рис. 3):

$$R_1(t) = (1 + c_{12}\,\lambda_1\,t)\exp(-\lambda_1 t)\,,$$

де c_{12}, λ_1, а також $c_{11} = 1 - c_{12}$ – параметри закону розподілу. Приймаємо, що для цього об'єкта $c_{12} = 0.95$ (відн. од.), а $\lambda_1 = 10$ (1/відн. од. часу).

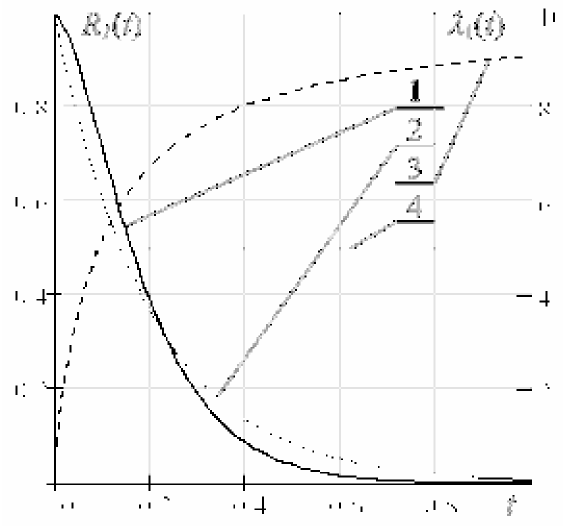


Рис. 3. Криві імовірнісних характеристик моделі відмов основного елемента

З метою порівняння результатів, отриманих розрахунком класичної однорідної Марковської моделі надійності та розширеної однорідної Марковської моделі надійності, знайдемо параметри відповідних експоненціальних моделей відмов для елементів об'єкта.

Параметр експоненціальної моделі відмов основного елемента "1"

$$R_{1e}(t) = \exp(-\lambda_{1e} t)\,,$$

визначаємо за допомогою апроксимації графіка імовірності безвідмовної роботи $R_1(t)$ (рис. 3, крива 1), враховуючи мінімізацію середньоквадратичної похибки, графіком імовірності безвідмовної роботи $R_{1e}(t)$ (рис. 3, крива 2). Значення параметра, при якому забезпечується найменша середньоквадратична похибка, становить λ_{1e} = 4.966 (1/відн. од. часу). Отже, для інтенсивності відмов основного елемента (рис. 3, крива 3), яка є нелінійною функцією, визначаємо еквівалентну постійну інтенсивність відмов λ_{1e} (рис. 3, крива 4).

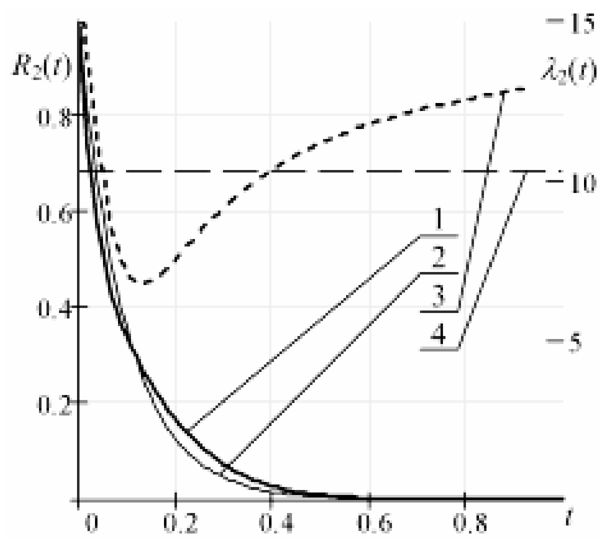
Приймаємо, що функція імовірності безвідмовної роботи резервного елемента "2" в режимі повного навантаження описується канонічним фазовим розподілом третього порядку (рис. 4. *а*):

$$R_2(t) = \left[1 + (c_{22} + c_{23})\,\lambda_2\, t + c_{23}\,\frac{\lambda_2^2\, t^2}{2}\right]\exp(-\lambda_2 t)\,,$$

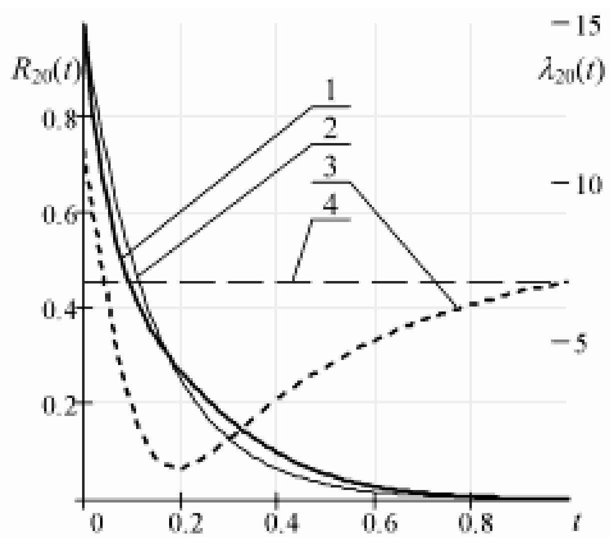
де c_{22}, c_{23}, λ_2, а також $c_{21} = 1 - c_{22} + c_{23}$ – параметри закону розподілу. Приймаємо, що для цього об'єкта c_{22} = – 0.7 (відн. од.), c_{23} = 0.6 (відн. од.) та λ_2 = 15 (1/відн. од. часу).

Модель відмов, яка відображає напрацювання об'єкта в режимі полегшеного резерву, пропонуємо сформувати, враховуючи такі положення:

- форма кривої функції ймовірності безвідмовної роботи об'єкта для повного та полегшеного навантаження є незмінною;
- зміна навантаження спричинятиме лише зміну масштабу осі часу для функції імовірності безвідмовної роботи.



а



б

Рис. 4. Криві імовірнісних характеристик моделі відмов резервного елемента: а – режим роботи з повним навантаженням; б – режим роботи з полегшеним навантаженням

Такі положення узгоджуються із експоненціальною моделлю відмов. Зменшуючи параметр λ, загальна форма кривої імовірності безвідмовної роботи залишається без змін, проте відбувається збільшення масштабу часу. Враховуючи подані положення, модель відмов резервного елемента “2” в режимі полегшеного навантаження описується канонічним фазовим розподілом третього порядку (рис. 4, *б*):

$$R_{20}(t)=\left[1+(c_{22}+c_{23})\,\lambda_{20}\,t+c_{23}\,\frac{\lambda_{20}^{2}\,t^{2}}{2}\right]\exp(-\lambda_{20}t)\,.$$

де λ_{20} – параметр закону розподілу. Приймаємо, що для цього об’єкта λ_{20} = 10 (1/відн. од. часу). Тобто параметр λ_{20} у виразі всюди є множником часу. З метою збереження форми кривої розподілу, порядок закону розподілу та значення коефіцієнтів c_{22}, c_{23} повинні залишатись незмінними.

Експоненціальні моделі відмов резервного елемента “2” в режимі повного та полегшеного навантаження є, відповідно,

$$R_{2e}(t)=\exp(-\lambda_{2e}t),\quad R_{20e}(t)=\exp(-\lambda_{20e}t)\,.$$

Параметри цих моделей визначаємо шляхом апроксимації графіка ймовірності безвідмовної роботи $R_2(t)$ (рис. 4. *а*, крива 1) графіком імовірності безвідмовної роботи $R_{2e}(t)$ (рис. 4, *а*, крива 2). Відповідно, для полегшеного навантаження графіка (рис. 4, *б*, крива 1) графіком (рис. 4, *б*, крива 2). Значення параметра, при якому забезпечується найменша середньоквадратична похибка, становить для повного навантаження λ_{2e} = 10.255 (1/відн. од. часу) і для полегшеного навантаження λ_{2e} = 6.837 (1/відн. од. часу). Отже, графікам інтенсивності відмов резервного елемента (рис. 4, *а* та *б*, криві 3), які є нелінійними функціями, відповідають постійні інтенсивності відмов λ_{2e} та λ_{20e} (рис. 4, *а* та *б*, криві 4).

Розширена однорідна Марковська модель надійності об’єкта. Досліджуваний об’єкт з погляду надійності описується неоднорідною марковською моделлю, діаграма станів та переходів якої показана на рис. 2. Функції інтенсивності переходів між станами, які є складовими цієї моделі, $\lambda_1(t)$, $\lambda_2(t)$, $\lambda_{20}(t)$ являють собою невідомі часові залежності. Таку неоднорідну Марковську модель необхідно трансформувати у розширену однорідну Марковську модель надійності, використовуючи набір правил, поданих у [7]. Виконання цих правил передбачає такі етапи.

На першому етапі визначаємо на скільки фаз розпадаються стани неоднорідної Марковської моделі надійності. У стані S_3 процес напрацювання основного елемента “1” перебуває в одній із двох фаз, а процес напрацювання резервного елемента “2” – в одній із двох фаз. Отже, цей стан об’єкта розкладаємо на (2×3) шість фаз, які позначимо Ph_6 … Ph_{11}. У стані S_1 відбувається напрацювання лише резервного елемента “1”, який може перебувати в одній із трьох фаз, які позначимо Ph_1, Ph_1 та Ph_3. У стані S_2 відбувається процес напрацювання лише основного елемента “2”, який може перебувати в одній із двох фаз, які позначимо Ph_4 та Ph_5.

Особливістю неремонтованих систем є наявність поглинального стану S_0, в якому не відбувається жодного процесу, і який відповідає несправності об’єкта. У відповідність цьому стану поставимо фазу Ph_0.

На другому етапі визначаємо початкові імовірності фаз. Початкові імовірності фаз Ph_0 … Ph_5 є нульовими, оскільки ці фази отримані внаслідок розкладання станів S_0, S_1 та S_2, які мають нульові початкові умови. Початкова одинична імовірність стану S_3 розподіляється між фазами Ph_6 … Ph_{11}, на які він розкладений. Числові значення початкових ймовірностей цих фаз визначаємо на основі допоміжних діаграм. Це значення є добутком початкових умов фаз діаграм випадкових процесів, в яких ці процеси перебувають у вибраній фазі діаграми об’єкта, тобто на перетині діаграм процесів допоміжної діаграми фази.

На третьому етапі утворюємо переходи, які сполучають фази одного і того самого стану. Аналізуючи допоміжні діаграми, визначаємо початки переходів, які входять та виходять із замальованої фази такої діаграми. Такі ж самі початки та кінці переходів відповідатимуть фазі діаграми об’єкта.

На четвертому етапі утворюємо переходи, які сполучають фази різних станів. Переходи із стану S_3 у стан S_2, а також із стану S_3 у стан S_1 є однотипними і відповідають випадку, для якого один процес у попередньому стані закінчився, а другий продовжується. Окремо зазначимо, що враховуючи такі положення, напрацювання резервного елемента у стані S_1 розглядається тут як продовження процесу його напрацювання, розпочатого у стані S_3. За зміни умов роботи резервного елемента відбувається лише зміна "швидкості" напрацювання. Переходи із стану S_2 у стан S_0, а також із стану S_1 у стан S_0 є також однотипними і відповідають випадку, для якого єдиний процес у попередньому стані закінчився.

Внаслідок виконання зазначених правил отримуємо для неоднорідної Марковської моделі надійності (рис. 2) еквівалентну їй розширену однорідну Марковську модель надійності (рис. 5).

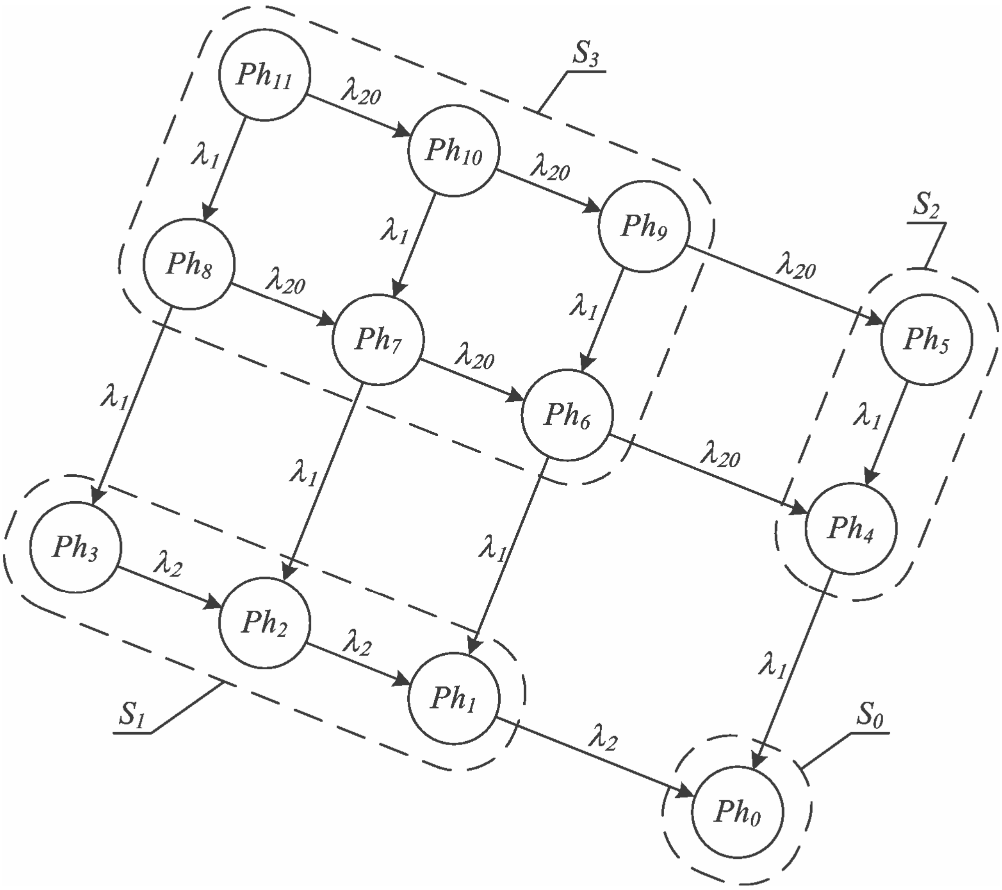


Рис. 5. Розширена діаграма станів та переходів об'єкта

Згідно з наведеною розширеною діаграмою станів та переходів об'єкта із загальним однократним заміщувальним полегшеним резервуванням, записуємо систему рівнянь Колмогорова – Чепмена, яка встановлює співвідношення між ймовірностями фаз

$$\left.\begin{array}{ll}
dp_0(t)/dt = \lambda_2 p_1(t) + \lambda_1 p_4(t), & dp_6(t)/dt = -(\lambda_{20} + \lambda_1) p_6(t) + \lambda_{20} p_7(t) + \lambda_1 p_9(t), \\
dp_1(t)/dt = -\lambda_2 p_1(t) + \lambda_2 p_2(t) + \lambda_1 p_6(t), & dp_7(t)/dt = -(\lambda_{20} + \lambda_1) p_7(t) + \lambda_{20} p_8(t) + \lambda_1 p_{10}(t), \\
dp_2(t)/dt = -\lambda_2 p_2(t) + \lambda_2 p_3(t) + \lambda_1 p_7(t), & dp_8(t)/dt = -(\lambda_{20} + \lambda_1) p_8(t) + \lambda_1 p_{11}(t), \\
dp_3(t)/dt = -\lambda_2 p_3(t) + \lambda_1 p_8(t), & dp_9(t)/dt = -(\lambda_{20} + \lambda_1) p_9(t) + \lambda_{20} p_{10}(t) \\
dp_4(t)/dt = -\lambda_1 p_4(t) + \lambda_1 p_5(t) + \lambda_{20} p_6(t), & dp_{10}(t)/dt = -(\lambda_{20} + \lambda_1) p_{10}(t) + \lambda_{20} p_{11}(t), \\
dp_5(t)/dt = -\lambda_1 p_5(t) + \lambda_{20} p_9(t), & dp_{11}(t)/dt = -(\lambda_{20} + \lambda_1) p_{11}(t).
\end{array}\right\}$$

де p_j – функція імовірності фази Ph_j, для $j = 0 \ldots 11$.

Подану модель надійності необхідно інтегрувати за таких початкових умов:

$$p_0(0) = \ldots = p_5(0) = 0,$$
$$p_6(0) = c_{21}\, c_{11},\quad p_7(0) = c_{22}\, c_{11},\quad p_8(0) = c_{23}\, c_{11},$$
$$p_9(0) = c_{21}\, c_{12},\quad p_{10}(0) = c_{22}\, c_{12},\quad p_{11}(0) = c_{23}\, c_{12}.$$

Згідно із синтезованою розширеною однорідною Марковською моделлю надійності, імовірність безвідмовної роботи об'єкта $R(t)$ є сумою функцій ймовірностей фаз, які відповідають справності об'єкта Ph_1 … Ph_{11}:

$$R(t) = \sum_{j=1}^{11} p_j(t)\,. \tag{2}$$

Звичайна однорідна Марковська модель надійності. Наближений аналіз безвідмовності досліджуваного об'єкта можна виконати, ґрунтуючись на звичайній однорідній Марковській моделі надійності, діаграма станів та переходів якої містить стани та еквівалентні переходи кількість яких у обох моделях надійності збігається (рис. 2). Щоб виконати такий розрахунок, функції інтенсивності переходів між станами замінюють еквівалентними константами, які, для досліджуваного об'єкта, були визначені вище. Така заміна означає, що дійсні моделі відмов об'єкта замінюємо відповідними, до заданого критерію, експоненціальними моделями відмов. Синтезувавши звичайну однорідну Марковську модель надійності, записуємо систему рівнянь Колмогорова – Чепмена, яка встановлює співвідношення між ймовірностями станів:

$$\left.\begin{array}{ll} dp_{0e}(t)/dt = \lambda_{2e}\,p_{1e}(t) + \lambda_{1e}\,p_{2e}(t), & dp_{2e}(t)/dt = -\lambda_{1e}\,p_{2e}(t) + \lambda_{20e}\,p_{3e}(t), \\ dp_{1e}(t)/dt = -\lambda_{2e}\,p_{1e}(t) + \lambda_{1e}\,p_{3e}(t), & dp_{3e}(t)/dt = -(\lambda_{20e} + \lambda_{1e})\,p_{3e}(t). \end{array}\right\}$$

де p_{je} – функція імовірності стану S_{je}, для $j = 0 \ldots 11$.

Математичну модель надійності необхідно розв'язувати за таких початкових умов:

$$p_{0e}(0) = p_{1e}(0) = p_{2e}(0) = 0,\;\; p_{3e}(0) = 1.$$

Імовірність безвідмовної роботи об'єкта $R(t)$ обчислюють за виразом

$$R(t) = \sum_{j=1}^{3} p_{je}(t)\,. \tag{3}$$

Аналіз результатів розрахунку моделей надійності. Виділяємо два особливих співвідношення параметрів моделі надійності досліджуваного об'єкта. Для таких співвідношень, користуючись альтернативними аналітичними методами, можна виконати розрахунок характеристик безвідмовності без залучення математичного апарата Марковських моделей надійності.

Випадок перший, $\lambda_{20} = 0$. За такого співвідношення параметрів, резервний елемент "2" відмовити не може, поки основний елемент справний, тобто це випадок ненавантаженого резервування. Розрахунок імовірності безвідмовної роботи такої системи виконують за формулою (1), замінивши в ній множник $R_{20}(t)$ на одиницю.

$$R(t) = R_1(t) + \int_0^t f_1(\tau) R_2(t-\tau)\, d\tau\,. \tag{4}$$

Криві ймовірності безвідмовної роботи об'єкта, побудовані на основі розрахунку формули (4) (рис. 6, крива 3, маркери) та розширеної однорідної Марковської моделі (2) (рис. 6, крива 1, потовщена суцільна лінія) збігаються. Крива ймовірності безвідмовної роботи, побудована на основі розрахунку звичайної однорідної Марковської моделі надійності (3) (рис. 6, крива 2, тонка суцільна лінія) на початковому часовому інтервалі проходить нижче за дійсну, а на кінцевому – вище. Тобто застосування таких моделей надійності забезпечує наближений результат.

Випадок другий, $\lambda_{20} = \lambda_2$. При такому співвідношенні параметрів, резервний елемент, незалежно від того, чи він виконує функції основного елемента, чи перебуває у резерві, несе повне навантаження, тобто це випадок навантаженого резервування. Розрахунок імовірності безвідмовної роботи такої системи виконують за формулою

$$R(t) = R_1(t) + R_2(t) - R_1(t) R_2(t) \tag{5}$$

Криві ймовірності безвідмовної роботи об'єкта, побудовані на основі розрахунку формули (5) (рис. 6, крива 7, маркер ромб) та розширеної однорідної Марковської моделі (2) (рис. 6, крива 4, потовщена суцільна лінія) збігаються. Крива ймовірності безвідмовної роботи, побудована на основі розрахунку звичайної однорідної Марковської моделі надійності (3) (рис. 6, крива 5, тонка суцільна лінія), як і в попередньому випадку, апроксимує дійсний результат. Як зазначалось вище, якщо моделі відмов елементів об'єкта не є експоненціальними, то крива ймовірності безвідмовної роботи об'єкта, побудована на основі розрахунку формули (4) (рис. 6, крива 6, пунктир, маркер хрест) також відображатиме результат наближено. Зауважимо, що застосування формули (4), якщо моделі відмов за формою істотно відрізняються від експоненти, забезпечує точніший результат порівняно із звичайною Марковською моделлю надійності.

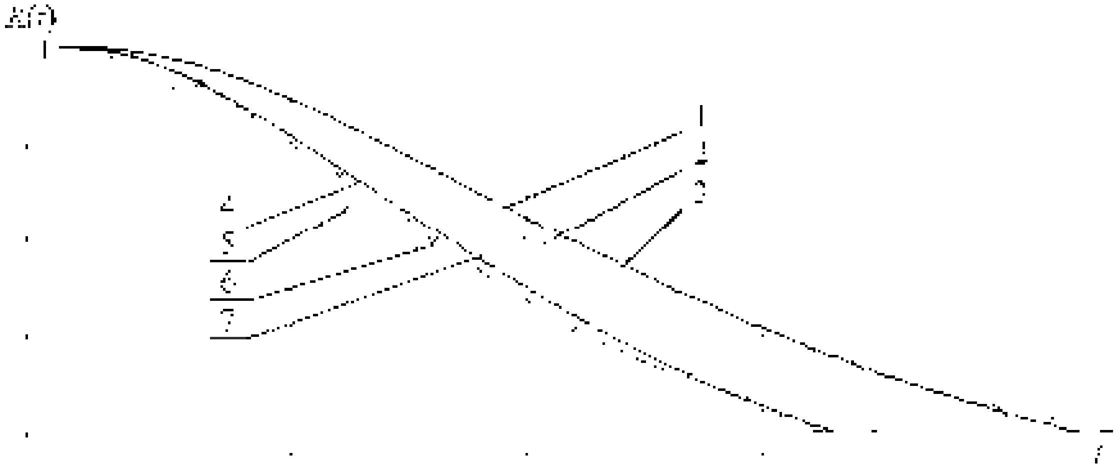


Рис. 6. Графік функції імовірності безвідмовної роботи об'єкта. Випадок ненавантаженого ($\lambda_{20} = 0$) та навантаженого ($\lambda_{20} = \lambda_2$) резервування

Проміжний випадок, λ_{20} – довільне число у межах від 0 до λ_2, тобто випадок полегшеного резервування. Криві ймовірності безвідмовної роботи об'єкта, побудовані на основі розрахунку формули (4) (рис. 7, крива 3, маркер) та на основі розрахунку звичайної однорідної Марковської моделі надійності (3) (рис. 7, крива 2, тонка суцільна лінія), внаслідок покладених у них допущень, наближено описують дійсну характеристику безвідмовності.

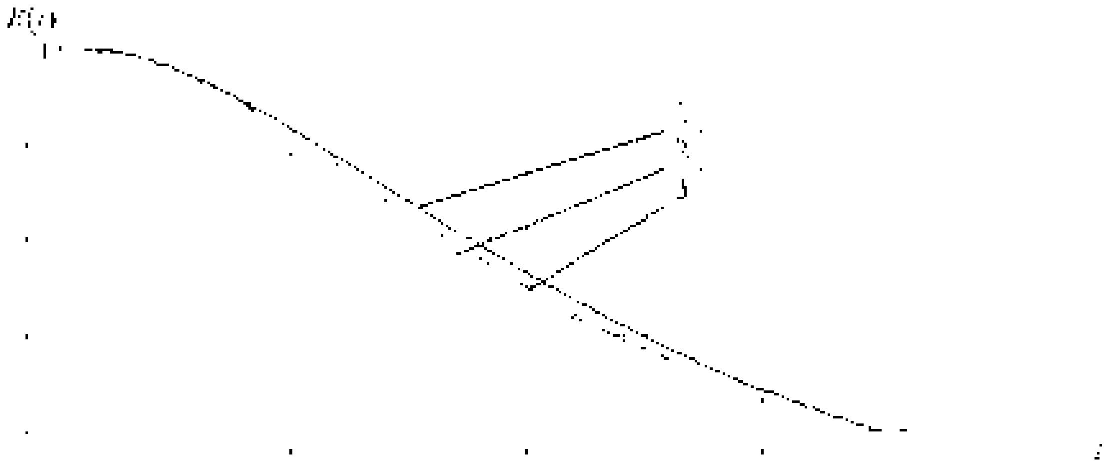


Рис. 7. Графік функції імовірності безвідмовної роботи об'єкта. Випадок полегшеного резервування

Внаслідок проведених досліджень зробимо такі твердження. Результати, отримані за допомогою розрахунку розширеної однорідної Марковської моделі надійності, для розглянутих вище крайових випадків виявились коректними. Взаємне співвідношення кривих, розрахованих за звичайною та розширеною однорідною Марковськими моделями, зберігається для усіх випадків (рис. 6 та 7). Беручи до уваги ці твердження, припускаємо, що крива ймовірності безвідмовної роботи об'єкта, побудована на основі розрахунку розширеної однорідної Марковської моделі (2) (рис. 7, крива 1, потовщена суцільна лінія) найточніше наближається до дійсного результату порівняно із кривими (рис. 7, криві 2 і 3), отриманими іншими відомими методами.

Висновки. Показано, що моделі відмов на основі спрощених канонічних фазових розподілів, є зручними для опису явища перерозподілу навантаження, оскільки потребують, подібно експоненціальній моделі відмов, зміни лише одного параметра. Запропоновано розширену однорідну Марковську модель надійності на основі розширення простору стану для системи із однократним заміщувальним полегшеним резервуванням. Проведені дослідження дозволяють стверджувати, що запропонована модель здатна адекватніше порівняно із відомими моделями, такими як звичайна однорідна Марковська модель та аналітична модель на основі інтегральних рівнянь, описати безвідмовність об'єкта.

Подальші дослідження скеровані на розробку моделі надійності на основі методу Монте-Карло, яка буде використана для перевірки отриманого в цій статті результату, а також для розрахунку показників готовності відновлюваних систем з перерозподілом навантаження.

1. Dugan, J.B., Yong Ou Approximate sensitivity analysis for acyclic Markov reliability models // IEEE Transactions on Reliability. – 2003. – Vol. 52, No. 2. – P. 220–230. 2. Platis A.N., Limnios N.E., Le Du M. Asymptotic availability of systems modeled by cyclic non-homogeneous Markov chains // Proc. Annual Reliability and Maintainability Symposium, 1997 – St. Louis, USA. – 1997. – P. 293–297. 3. Zhang, X., Gockenbach, E. Assessment of the Actual Condition of the Electrical Components in Medium-Voltage Networks // IEEE Transactions on Reliability. – 2006. – Vol. 55, No. 2. – P. 361–368. 4. John B. Bowles, Commentary – Caution: Constant Failure-Rate Models May Be Hazardous to Your Design// IEEE Transactions on Reliability. – 2002. – Vol. 51, No.3. – P. 375–377. 5. Райнщке К., Ушаков И.А. Оценка надежности систем с использованием графов / Под ред. И.А. Ушакова. – М.: Радио и связь, 1988. – 208 с. 6. Лозинський О.Ю, Щербовськких С.В. Визначення ефективної підмножини фазових законів розподілу для утворення математичних моделей надійності ремонтованих об'єктів // Відбір і обробка інформації. – 2004. – № 21(97). – С. 17–22. 7. Лозинський О.Ю., Щербовськких С.В. Побудова моделей надійності ремонтованих електромеханічних об'єктів на основі розширення простору станів // Вісн. НТУ "Харківський політехнічний інститут". – 2005. – № 45. – С. 74–81.

УДК 62-83:621.313.3

А.В. Маляр
Національний університет "Львівська політехніка"
кафедра ЕАП

КОМПЕНСАЦІЯ РЕАКТИВНИХ СТРУМІВ У ПУСКОВИХ РЕЖИМАХ ЕЛЕКТРОПРИВОДА ШТАНГОВИХ НАФТОВИДОБУВНИХ УСТАНОВОК

Запропоновано метод визначення закону зміни ємності конденсаторів у пускових режимах асинхронного електропривода штангової нафтовидобувної установки, який дає змогу зменшити до мінімального значення струму в лінії, яка живить установку.

A method of determining variation law of capacitor capacity in the starting modes of the asynchronous drive of a rod oil-pumping unit, which allows reducing the current in the power line to the minimum value, is proposed.

Вступ. Для видобування нафти за допомогою штангових глибинних помп використовуються установки, в яких привідним двигуном є асинхронний двигун (АД) з короткозамкненим ротором [1–3]. Навантаження таких двигунів зумовлене особливістю роботи верстатів-гойдалок, які