

ВІСНИК

ВІННИЦЬКОГО
ПОЛІТЕХНІЧНОГО
ІНСТИТУТУ

6 2001

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ВІННИЦЬКИЙ
ДЕРЖАВНИЙ ТЕХНІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

ВІСНИК ВІННИЦЬКОГО ПОЛІТЕХНІЧНОГО
ІНСТИТУТУ

НАУКОВИЙ ЖУРНАЛ

Заснований у грудні 1993 року

Виходить 6 раз на рік

6 (39) — 2001

Зміст цього номера журналу складають статті, написані за результатами наукових досліджень, апробованих на VI Міжнародній конференції «КОНТРОЛЬ І УПРАВЛІННЯ В СКЛАДНИХ СИСТЕМАХ» (КУСС-2001), яка проходила у ВДТУ з 8 по 13 жовтня 2001 р. Всі статті отримали позитивні рецензії членів редколегії і у повній мірі відповідають вимогам журналу.

ЗМІСТ

АВТОМАТИКА ТА ІНФОРМАЦІЙНО-ВИМІРЮВАЛЬНА ТЕХНІКА

Юхимчук С. В., Хазін М. Б. Дослідження впливу неконтрольованих завод на поведінку одного класу нелінійних нестационарних систем	9
Ротштейн О. П., Ракитянська Г. Б. Нейро-лінгвістична класифікація в задачах контролю і управління.....	13
Штовба С. Д., Ротштейн О. П., Козачко О. М. Налаштування нечіткої моделі з використанням нечіткої навчальної вибірки	18
Воронцов О. Г. Дослідження моделі вимірювального каналу системи віброакустичної діагностики тихохідних роторних машин	23
Кравець О. М., Бурбело М. Й. Аналіз похибок вимірювання параметрів нелінійних двополюсників часово-імпульсним методом	27
Гоц Н. Є., Засименко В. М. Сканувальна система температурного контролю стану обертових цементних печей.....	30
Винник Т., Засименко В. М., Бичківський Р. В. Багатоканальні пірометричні системи зі зміщуваними робочими спектральними діапазонами	33
Дубовой В. М., Ковальова І. М., Семенець Д. А. Логіко-динамічна модель системи управління голосовим інтерфейсом	38
Поджаренко В. О., Кучерук В. Ю., Войтович О. П., Севастьянов В. М. Точність вимірювань в системах технічної діагностики.....	41
Кабачій В. В. Математична модель вимірювального каналу ІВС теплопостачання житлових будинків.....	46
Квартенюк С. М., Кононов С. П., Фіяло С. О. Похибки визначення частоти в інформаційних системах з частотною розгорткою.....	49
Глонь О. В. Оцінка достовірності висновків експертної системи	52

частоти для кожного вузла зберігаються значення напруг та струмів для кожної окремої гармоніки.

Початкові дані про можливі джерела гармонік у вигляді струмів зберігаються у файлі, який попередньо формується для електричної схеми перед її розрахунком.

Кінцевою метою гармонічного аналізу є визначення коефіцієнта несинусоїдальності, який визначається за виразом [4]

$$k_U = \frac{\sqrt{\sum_{v=2}^n U_v^2}}{U_1'} \cdot 100 \approx \frac{\sqrt{\sum_{v=2}^n U_v^2}}{U_{\text{ном}}'} \cdot 100 [\%], \quad (2)$$

де U_v — діюче значення напруги v -ї гармоніки; U_1' — напруга прямої послідовності основної частоти; n — номер останньої з гармонік, які враховуються.

Результати розрахунку передаються в графічне середовище програми. За викликом відображаються параметри (струм та напруга) будь-якого вузла для всіх гармонік встановленого діапазону. Про впливовішу гармоніку видається відповідне повідомлення. Розраховані згідно алгоритму коефіцієнти несинусоїдальності напруги у вузлах, а також значення повних струмів та потужностей у вітках відображаються на мнемосхемі. Їхні значення теж зберігаються у СБД. Про невідповідність коефіцієнта несинусоїдальності напруги у певному вузлі встановленим нормам видається повідомлення.

У випадку незабезпечення задовільного рівня якості електроенергії, тобто нормованого значення коефіцієнта несинусоїдальності напруги, є можливість промоделювати процес поширення гармонік в системі із встановленими паралельно-послідовними фільтрами. Значення їх опорів беруться в залежності від гармоніки, яку вони обмежують, та перераховуються у потужності кожної гармоніки.

Завдяки моделюванню режимів ЕС із змінними параметрами можна оперативно контролювати якість електричної енергії та слідкувати за відповідністю її нормам.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Дж. Арриллага, Д. Бредли, П. Боджер. Гармоники в электрических системах: Пер. с англ. — М.: Энергоатомиздат, 1990. — 320 с.
2. Астахов Ю. Н., Лежнюк П. Д., Нагул В. И., Ярных Л. В. Определение оптимальных режимов электрических сетей // Изв. АН СССР. Энергетика и транспорт. — 1983. — № 1. — С. 48—59.
3. Лежнюк П. Д., Лук'яненко Ю. В., Видмиш В. А. Моделирование процесса расширения высших гармоник в электрических сетях // Научные труды КГПУ «Проблемы создания новых машин и технологий». Выпуск 2 — 2000(09). — С. 284—286.
4. Шидловский А. К., Кузнецов В. Г. Повышение качества энергии в электрических сетях. — К.: Наукова думка, 1985. — 268 с.

Лук'яненко Юрій Володимирович — доцент, **Видмиш Володимир Андрійович** — аспірант, **Кондаков Юрій Володимирович** — пошукач.

Кафедра електричних станцій і систем. Вінницький державний технічний університет

УДК 656(1-21):681.5+658.58

Б. І. Мокін, д. т. н., проф.; М. П. Розводюк, асп.

МОДЕЛІ ОЦІНОК РОБОТОЗДАТНОСТІ ФУНКЦІОНАЛЬНИХ СИСТЕМ ТРАМВАЇВ

Постановка задачі, вихідні передумови та мета досліджень

В роботах [1, 2] здійснено класифікацію основних функціональних систем трамваїв та побудовані моделі диференційних законів розподілу їх несправностей. При побудові цих моделей були використані експериментальні дані, які отримані в Вінницькому трамвайно-тролейбусному управлінні в 1997 та 1998 роках стосовно трамваїв КТ-4SU та таких функ-

ціональних систем, як гальмівна, високовольтна, низьковольтна, релейно-контакторна, тягова, система дверей, система двигун-генератора та прискорювальна система.

Відповідь на запитання, чому саме ці системи виділено в якості основних, дана в роботі [1], тому на цьому питанні ми, далі, зупинятись не будемо, а з використанням частини того ж самого масиву експериментальних даних, отриманих в 1998 році, побудуємо моделі оцінок роботоzдатності усіх перерахованих вище функціональних систем.

Таким чином, першою вихідною передумовою в даній роботі буде розгляд характеристик функціональних систем трамваїв згідно з класифікацією, здійсненою в роботі [1], а другою – використання експериментальних даних для побудови моделей оцінок роботоzдатності виділених функціональних систем трамваїв, отриманих в Вінницькому ТТУ в 1998 році.

Нашою третьою вихідною передумовою буде те, що за оцінку роботоzдатності функціональних систем трамваїв ми розглядатимемо інтенсивності їх відмов λ та імовірності безвідмовної роботи R , які визначатимемо як функції часу, тобто $\lambda(t)$, $R(t)$.

Як відомо [3], якщо n_0 однакових елементів працюють в однакових умовах протягом часу t , то оцінки таких їх характеристик, як $R(t)$ та $\lambda(t)$, можна знайти за допомогою виразів

$$R(t) = \frac{n_s(t)}{n_0} = \frac{n_0 - n_f(t)}{n_0}, \quad (1)$$

$$\lambda(t) = -\frac{1}{R(t)} \frac{dR(t)}{dt}, \quad (2)$$

в яких $n_f(t)$ – кількість елементів, що протягом проміжку часу t вийшли з ладу, а $n_s(t)$ – кількість елементів, що зберегли роботоzдатність, за умови звичайно, що

$$n_f(t) + n_s(t) = n_0. \quad (3)$$

Модель зв'язку між характеристиками $R(t)$ та $\lambda(t)$, як відомо [3], можна подати і в іншій формі, виходячи з виразу (2), а саме

$$R(t) = e^{-\int_0^t \lambda(\tau) d\tau}. \quad (4)$$

Крім того, відомо [3], що в разі, якщо об'єкт має n незалежних функціональних систем, вихід з ладу кожної i -ї із яких призводить до виходу з ладу і об'єкта в цілому, то імовірність безвідмовної роботи цього об'єкта можна оцінити за допомогою виразу

$$R(t) = \prod_{i=1}^n R_i(t). \quad (5)$$

Особливо просто за допомогою формул (4), (5) знаходяться оцінки імовірності безвідмовної роботи об'єкта в разі, якщо потік відмов кожної із його систем є пуассонівським, оскільки в цьому випадку інтенсивність відмов $\lambda_i(t)$, $i = \overline{1, n}$ є константою, тобто

$$\lambda_i(t) = \lambda_i, \quad i = \overline{1, n}, \quad (6)$$

а імовірність безвідмовної роботи $R_i(t)$ кожної i -ї системи підпорядковується експоненційному закону, тобто

$$R_i(t) = e^{-\lambda_i t}, \quad i = \overline{1, n}, \quad (7)$$

що приводить до моделі об'єкта у вигляді

$$R(t) = e^{-\sum_{i=1}^n \lambda_i t}. \quad (8)$$

Як бачимо із наведених виразів, у разі, якщо із експериментальних даних нам вдалося отримати одну із характеристик роботоzдатності кожної функціональної системи об'єкта $\lambda_i(t)$ чи $R_i(t)$, то розрахунок другої, а також обох їх для об'єкта в цілому здійснюється елементарно на інженерному рівні і не складає предмета наукового дослідження.

Але розрахунок одразу ускладнюється, якщо після виходу з ладу елемента якоїсь функціональної системи, його замінюють новим або післяремонтним.

Адже в цьому випадку, незважаючи на те, продовжується відлік часу t від раніше виб-

раного нуля чи встановлюється новий нуль, необхідна корекція моделі інтенсивності відмов $\lambda(t)$, що в свою чергу вимагає додаткового циклу досліджень цієї системи, під час якого вона залишається в стані невизначеності.

Тож пошук нових підходів до побудови моделей $\lambda(t)$ та $R(t)$ функціональних систем продовжує залишатись актуальним і особливо ж якщо розглядаються функціональні системи трамваїв, умови експлуатації яких суттєво залежать від пори року та стану погоди.

Синтез моделей $R(t)$, $\lambda(t)$ оцінок роботоздатності функціональних систем трамваїв, адаптованих до змін елементів, що вийшли з ладу в цих системах, та змін умов їх функціонування і є метою досліджень, результати яких представлені в даній роботі.

Вивід розрахункових співвідношень та побудова алгоритму синтезу моделей

Як відомо [4], зручнішою формою представлення моделі процесу, інваріантною до початкових умов, є авторегресія, кожне наступне значення модельованої величини в якій залежить від одного, двох чи декількох попередніх значень.

Фактично авторегресія використовує ідею встановлення ковзного нуля, який зміщується в часі в темпі процесу слідом за зміщенням величини, що моделюється, а також ідею інтегрованого віддзеркалення в процесі всіх внутрішніх змін в об'єкті, що породжує даний процес, та змін у взаємодії об'єкта з його зовнішнім оточенням.

Але знову ж таки, як відомо [4], авторегресійні моделі дають задовільні результати лише в разі, якщо процеси, що моделюються з їх використанням, є стаціонарними.

Відносно процесів виходу з ладу функціональних систем трамваїв можна зауважити, що вони носять дискретний характер і фактично відносяться до класу часових рядів.

На рис. 1, 2 наведені графіки дискретних процесів, що характеризують рівень відмов $n_f^{(\Gamma)}$ гальмівної та низьковольтної $n_f^{(H)}$ систем трамваїв в Вінницькому ТТУ в 1998 році.

Навіть неозброєним оком із графіків 1, 2 видно, що процеси $n_f^{(\Gamma)}(t)$ та $n_f^{(H)}(t)$, де значення часу $t = 1, 2, 3, \dots, 12$ фіксовані помісячно, є дискретними стаціонарними процесами зі сталими середніми значеннями (математичними очікуваннями) та сталими дисперсіями.

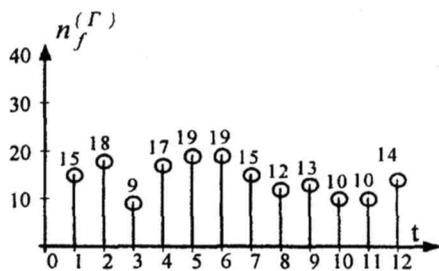


Рис. 1. Графік часового ряду, який характеризує процес відмов гальмівної системи трамваїв протягом року з помісячною фіксацією

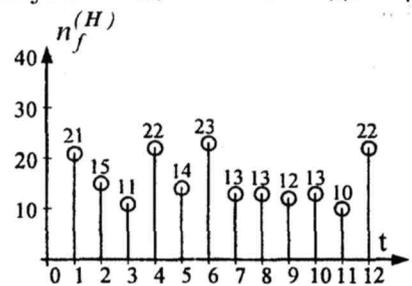


Рис. 2. Графік часового ряду, який характеризує процес відмов низьковольтної системи трамваїв протягом року з помісячною фіксацією

Аналогічний характер мають процеси відмов й інших функціональних систем трамваїв.

Тож використання авторегресійних залежностей для побудови математичних моделей цих систем є цілком виправданим.

Оскільки нас цікавлять не абсолютні, а більш інформативні відносні характеристики процесів відмов, то авторегресійні моделі ми будуватимемо не для величин $n_f(t)$ кожної із функціональних систем, а для імовірностей їх безвідмовної роботи $R(t)$, пов'язаних з $n_f(t)$ виразом (1).

Позначимо $\mu_R^{(\bullet)}$ середнє значення характеристики $R(t)$ функціональної системи (\bullet) трамваїв, статистичну оцінку якої будемо знаходити за відомою з математики формулою

$$\mu_R^{(\bullet)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N R_j^{(\bullet)} \tag{9}$$

Оскільки моделювання ми здійснюватимемо за річною реалізацією, то в формулі (9)

матимемо $N = 12$.

Позначимо $\gamma_{R(k)}^{(\bullet)}$ автоковаріацію характеристики $R(t)$ функціональної системи (\bullet) трамваїв, статистичну оцінку якої будемо знаходити за відомою з математики формулою

$$\gamma_{R(k)}^{(\bullet)} = \frac{1}{N-k} \sum_{j=1}^{N-k} \left(R_j^{(\bullet)} - \bar{\mu}_R^{(\bullet)} \right) \left(R_{j+k}^{(\bullet)} - \bar{\mu}_R^{(\bullet)} \right), \quad k = 0, 1, \dots, p. \quad (10)$$

Для центрованого часового ряду $\hat{R}_k^{(\bullet)}$, де

$$\hat{R}_k^{(\bullet)} = R_k^{(\bullet)} - \bar{\mu}_R^{(\bullet)}, \quad (11)$$

а оцінка $R_k^{(\bullet)}$ знаходиться для кожного місяця за формулою (1), авторегресійну модель порядку p будемо будувати у вигляді

$$\hat{R}_k^{(\bullet)} = \phi_1 \hat{R}_{k-1}^{(\bullet)} + \phi_2 \hat{R}_{k-2}^{(\bullet)} + \dots + \phi_p \hat{R}_{k-p}^{(\bullet)} + a_k, \quad (12)$$

де ϕ_1, \dots, ϕ_p — коефіцієнти, числові значення яких можна знайти за відомими рівняннями Юла-Уокера [4], а a_k — імпульс білого шуму з дисперсією D_a , числові значення якої для кожної задачі можна визначити за методикою, викладеною теж в роботі [4], інтерпретація якої є також в роботі [5].

Маючи значення $\hat{R}_k^{(\bullet)}$, $k = 0, 1, \dots$, легко знайти і дискретні значення іншої характеристики процесу $\lambda_k^{(\bullet)}$.

Для цього знайдемо дискретний аналог формули (2).

Для наших вихідних умов

$$\begin{cases} dt \approx \Delta t = 1, \\ dR(t) \approx \Delta R(t) = R_k - R_{k-1}, \\ k = 1, 2, \dots \end{cases} \quad (13)$$

З урахуванням співвідношень (13) дискретний аналог рівняння (2) для функціональної системи (\bullet) трамваїв можна переписати у вигляді

$$\lambda_k^{(\bullet)} = -\frac{1}{\hat{R}_k^{(\bullet)}} \left(\hat{R}_k^{(\bullet)} - \hat{R}_{k-1}^{(\bullet)} \right), \quad k = 1, 2, \dots \quad (14)$$

або

$$\lambda_k^{(\bullet)} = -1 + \frac{\hat{R}_{k-1}^{(\bullet)}}{\hat{R}_k^{(\bullet)}}, \quad k = 1, 2, \dots \quad (15)$$

Але цілком очевидно, що коли замість тих елементів, що вийшли з ладу, поставити нові, то це приведе до збільшення значення імовірності безвідмовної роботи $\hat{R}_k^{(\bullet)}$ по відношенню до $\hat{R}_{k-1}^{(\bullet)}$. А це означає, що ми, використовуючи формулу (14), отримуємо значення $\lambda_k^{(\bullet)}$, яке буде мати знак «-», що фізично неможливо, оскільки інтенсивність відмов завжди є величиною додатною.

Тож виходить, в випадку відновлення роботи системи за допомогою заміни новими елементів, що вийшли з ладу, як формула (2), так і її дискретний аналог (14) без переносу нуля відліку часу стають недієздатними.

Але є інший вихід. Можна знайти $\lambda_k^{(\bullet)}$ із дискретного аналога формули (7), який вочевидь буде мати вигляд для i -ї системи

$$R_k^{(\bullet)} = e^{-\lambda_k^{(\bullet)}}, \quad k = 1, 2, \dots \quad (16)$$

В формулі (16) ми індекс i опустили аби не переобтяжувати її подвійними індексами.

Із (16) легко знайти, що

$$\lambda_k^{(*)} = -\ln R_k^{(*)}, \quad k = 1, 2, \dots \quad (17)$$

Як видно із формул (12), (15), вплив попередніх станів $\hat{R}_0^{(*)}$, $\hat{R}_1^{(*)}$, ..., $\hat{R}_p^{(*)}$ функціональної системи $(*)$ у разі характеризування їх імовірністю безвідмовної роботи на прогнозований стан $\hat{R}_k^{(*)}$ визначається порядком авторегресії p , який фактично задає поточне положення «ковзного» нуля, а інтенсивність відмов $\lambda_k^{(*)}$ моделюється з використанням лише умови «марковськості» процесу, тобто приймається в проміжку між моментами часу $k-1$ та k сталою і рівною $\lambda_{k-1}^{(*)}$.

Узагальнюючи все викладене вище, отримуємо алгоритм синтезу моделей оцінок характеристик $R(t)$, $\lambda(t)$ роботоздатності функціональних систем трамваїв.

1. Із журналів експлуатації ТТУ підраховуємо помісячно кількість відмов $n_f^{(*)}$ кожної функціональної системи трамваїв по всій їх множині, яка знаходилась в експлуатації протягом року, обраного як базовий: отримуємо річний відрізок статистичного ряду

$$\{n_f^{(*)}\} = \{n_{f1}^{(*)}, n_{f2}^{(*)}, n_{f3}^{(*)}, n_{f4}^{(*)}, n_{f5}^{(*)}, n_{f6}^{(*)}, n_{f7}^{(*)}, n_{f8}^{(*)}, n_{f9}^{(*)}, n_{f10}^{(*)}, n_{f11}^{(*)}, n_{f12}^{(*)}\}. \quad (18)$$

2. З використанням формули (1) визначаємо річний базовий відрізок статистичного ряду

$$\{R^{(*)}\} = \{R_1^{(*)}, R_2^{(*)}, R_3^{(*)}, R_4^{(*)}, R_5^{(*)}, R_6^{(*)}, R_7^{(*)}, R_8^{(*)}, R_9^{(*)}, R_{10}^{(*)}, R_{11}^{(*)}, R_{12}^{(*)}\}. \quad (19)$$

3. З використанням формули (9) та відрізка ряду (19) визначаємо статистичну оцінку математичного очікування $\mu_R^{(*)}$ величини $R^{(*)}$, підставляючи яку в вираз (11), отримуємо відрізок центрованого часового ряду

$$\left\{ \hat{R}^{(*)} \right\} = \left\{ \hat{R}_1^{(*)}, \hat{R}_2^{(*)}, \hat{R}_3^{(*)}, \hat{R}_4^{(*)}, \hat{R}_5^{(*)}, \hat{R}_6^{(*)}, \hat{R}_7^{(*)}, \hat{R}_8^{(*)}, \hat{R}_9^{(*)}, \hat{R}_{10}^{(*)}, \hat{R}_{11}^{(*)}, \hat{R}_{12}^{(*)} \right\}. \quad (20)$$

4. За методикою, викладеною в [4, 5] з використанням статистичного ряду (20), синтезуємо авторегресійну модель оцінки характеристики $R_k^{(*)}$ кожної функціональної системи $(*)$ трамваїв у вигляді

$$\Phi(B) \hat{R}_k^{(*)} = a_k, \quad (21)$$

де

$$\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p, \quad (22)$$

а B – оператор зсуву на один крок назад, яка є адекватною моделі (12).

5. В перший день поточного місяця за допомогою отриманих моделей (12) для кожної функціональної системи трамваїв розраховуємо прогнозні оцінки імовірності їх безвідмовної роботи протягом цього місяця.

6. За допомогою формули (17) розраховуємо прогнозне значення інтенсивності відмов в поточному місяці кожної функціональної системи.

7. За допомогою формули (5) визначаємо прогнозну на поточний місяць оцінку імовірності безвідмовної роботи усієї множини трамваїв ТТУ.

8. В кінці поточного місяця за формулою (1) уточнюємо оцінки характеристик $R_k^{(*)}$ функціональних систем трамваїв і доповнюємо ними відрізки статистичних рядів (17).

9. Далі переходимо до використання пункту 3 алгоритму.

Синтез моделей оцінок характеристик роботоздатності гальмівної системи трамваїв

За допомогою запропонованого алгоритму синтезуємо моделі оцінок характеристик $R^{(r)}(t)$, $\lambda^{(r)}(t)$ роботоздатності гальмівної системи трамваїв за графіком часового ряду, що характеризує процес відмов, який показаний на рис. 1.

1. Відрізок статистичного ряду, що характеризує процес відмов $n_f^{(r)}$, матиме вигляд

$$\{n_f^{(\Gamma)}\} = \{15, 18, 9, 17, 19, 19, 15, 12, 13, 10, 10, 14\}. \quad (23)$$

2. За відрізком статистичного ряду (23) та формулою (1) отримаємо відрізок статистичного ряду

$$\{R^{(\Gamma)}\} = \{0,867; 0,841; 0,920; 0,850; 0,832; 0,832; 0,867; 0,894; 0,885; 0,912; 0,912; 0,876\}. \quad (24)$$

3. Для відрізка ряду $\{R^{(\Gamma)}\}$ (22) за формулами (9), (11) знайдемо, що

$$\mu_R^{-(\Gamma)} = 0,874, \quad (25)$$

а

$$\left\{ \hat{R}^{(\Gamma)} \right\} = \{-0,007; -0,033; 0,046; -0,024; -0,042; -0,042; -0,007; 0,020; 0,011; 0,038; 0,038; 0,002\}. \quad (26)$$

4. За допомогою (10) визначимо всі необхідні автоковаріаційні характеристики $\gamma_{R(k)}^{-(\Gamma)}$ статистичної оцінки $\hat{R}^{(\Gamma)}$, а потім за відомою формулою [4, 5]

$$\rho_{R(k)}^{-(\Gamma)} = \frac{\gamma_{R(k)}^{-(\Gamma)}}{\gamma_{R(0)}^{-(\Gamma)}}, \quad k = 1, 2, \dots, p \quad (27)$$

визначимо також всі необхідні для розв'язання рівнянь Юла-Уокера автокореляційні характеристики $\rho_{R(k)}^{-(\Gamma)}$.

Їх масив матиме вигляд

$$\begin{cases} \gamma_{R(0)}^{-(\Gamma)} = 9,0225 \cdot 10^{-4}; & \rho_{R(0)}^{-(\Gamma)} = 1,0; \\ \gamma_{R(1)}^{-(\Gamma)} = 2,38059 \cdot 10^{-4}; & \rho_{R(1)}^{-(\Gamma)} = 0,26385; \\ \gamma_{R(2)}^{-(\Gamma)} = 1,85997 \cdot 10^{-4}; & \rho_{R(2)}^{-(\Gamma)} = 0,02061. \end{cases} \quad (28)$$

За цим масивом (28) згідно з методикою, викладеною в роботах [4, 5], знайдемо модель для оцінки $\hat{R}_k^{(\Gamma)}$ у вигляді

$$\hat{R}_k^{(\Gamma)} = 0,27775 \hat{R}_{k-1}^{(\Gamma)} - 0,05267 \hat{R}_{k-2}^{(\Gamma)} + a_k, \quad (29)$$

де a_k — імпульс білого шуму з дисперсією

$$D_a = 8,36129 \cdot 10^{-4}. \quad (30)$$

Із співвідношення (11) витікає, що для отримання повної моделі, за допомогою якої можна визначити прогнозне значення $R_k^{(\Gamma)}$ на поточний місяць, необхідно рівняння (29) доповнити ще одним рівнянням, а саме

$$R_k^{(\Gamma)} = 0,874 + \hat{R}_k^{(\Gamma)}. \quad (31)$$

5. За допомогою моделі (29), (30) з використанням комп'ютерної програми генерації імпульсів білого шуму з дисперсією (30), знайдемо, що прогнозне значення $\hat{R}_k^{(\Gamma)}$ для січня 1999 року становитиме

$$\hat{R}_k^{(\Gamma)} = 0,02698. \quad (32)$$

Підставляючи (32) в (31), матимемо прогнозне значення імовірності безвідмовної роботи гальмівної системи трамваїв в січні 1999 року на рівні

$$R_k = 0,901. \quad (33)$$

6. З використанням формули (15) для прогнозного значення інтенсивності відмов гальмівної системи в січні 1999 року отримуємо оцінку

$$\lambda_k^{(T)} = -0,918. \quad (34)$$

Із виразу (34) ми переконуємося в тому, що дійсно дискретний аналог (15) формули (2) дає фізично невірну оцінку інтенсивності відмов.

Але ніяких проблем не виникає, якщо використати формулу (17). Для $R_k = 0,90$ матимемо

$$\lambda_k^{(T)} = -\ln 0,90 = 0,105, \quad (35)$$

що дає вірне розв'язання задачі як з математичної, так і фізичної сторони.

Висновки

1. Запропоновано новий підхід до синтезу математичних моделей оцінок характеристик роботоздатності функціональних систем трамваїв та алгоритм його реалізації.

2. З використанням запропонованого підходу синтезовано математичні моделі оцінок таких характеристик гальмівної системи трамваїв, як імовірність безвідмовної роботи та інтенсивність відмов.

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Мокін Б. І., Бурденюк С. І., Гурильова Н. В. Проблеми та перспективи експлуатації засобів міського електротранспорту в функції їх стану // Вісник ВПІ. — 2000. — № 6. — С. 22—25: іл. 2. Бібліогр.: 5 назв.
2. Мокін Б. І., Бурденюк С. І., Гурильова Н. В. Математичні моделі емпіричних законів розподілу несправностей функціональних систем трамваїв // Вісник ВПІ. — 2001. — № 1. — С. 13—20: іл. 2. Бібліогр.: 3 назв.
3. Диллон Б., Сингх Ч. Инженерные методы обеспечения надежности систем. — М.: Мир, 1984. — 318 с.
4. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. Вып. 1. — М.: Мир, 1974. — 408 с.
5. Мокін Б. І., Мокін В. Б. Математичні методи ідентифікації електромеханічних процесів. Частина II. Ідентифікація ЕМП в лінійних стохастичних системах із зосередженими параметрами. — Вінниця: УНІВЕРСУМ-Вінниця, 1999. — 98 с.

Мокін Борис Іванович — завідувач кафедри, **Розвудюк Михайло Петрович** — аспірант.
Кафедра електромеханічних систем автоматизації, Вінницький державний технічний університет

УДК 621.311.031

О. Д. Демов, к. т. н., доц.; Хінді Айман Тахер, асп.; С. М. Мельничук

УПРАВЛІННЯ ПОТУЖНІСТЮ КОМПЕНСУВАЛЬНИХ УСТАНОВОК В ЕЛЕКТРИЧНИХ МЕРЕЖАХ ПРОМИСЛОВИХ ПІДПРИЄМСТВ З УРАХУВАННЯМ НОВИХ ЕКОНОМІЧНИХ УМОВ

Наявність компенсувальних установок (КУ) в електричних мережах промислових підприємств створює умови для значного зниження втрат електричної енергії в цих мережах. Такого зниження можна досягти лише за умови управління потужностями КУ протягом доби. Використовувані у теперішній час системи автоматичного управління КУ дозволяють мінімізувати втрати активної потужності від перетоки реактивної, а також забезпечити задану енергосистемою величину вхідної реактивної потужності [1—4]. Але ці системи в силу останньої умови є централізованими і їх створення та експлуатація потребують значних затрат. Сьогодні відносини між підприємствами та енергосистемою складаються в нових економічних умовах. Із-за цих умов енергосистема для більшості підприємств не задає однозначно величини вхідної реактивної потужності, а дає можливість самим визначати цю величину відповідно до своїх інтересів та чинних тарифів на електроенергію [5]. Відповідно виникає потреба у створенні спрощених моделей управління потужностями КУ, які дозволяють децентралізувати роботу вказаних систем.

Критерієм оптимального керування КУ протягом проміжку часу Δt_j є мінімум функції затрат на забезпечення підприємства реактивною енергією

$$Z = \Delta W + \Pi + V_e, \quad (1)$$