

МОДЕЛЮВАННЯ РІЗКОЗМІННИХ ІНДИВІДУАЛЬНИХ ГРАФІКІВ ЕЛЕКТРИЧНОГО НАВАНТАЖЕННЯ ПРОМИСЛОВОГО ЕЛЕКТРОПРИВОДА

В процесі розроблення й створення засобів контролю енергоефективності технологічних процесів на основі електроприводів виникає завдання, пов'язане з моделюванням індивідуальних графіків електричного навантаження електропривода. В аналітичному дослідженні електроспоживання важливим є обґрунтування математичної моделі випадкового процесу. Ця модель, з одного боку, повинна найбільш адекватно відображати властивості реального процесу електроспоживання, а з іншого боку - дозволити провести дослідження цього процесу відомими теоретичними методами. Вихід варто шукати на основі компромісних рішень стосовно вибору найпростіших, але достатньо точних моделей, які найраціональнішим способом дозволять вирішити поставлені задачі.

Ймовірнісний підхід до оцінки навантажень дозволяє найвірогідніше описати процес змінювання електричного навантаження в часі, з огляду на випадковий характер цього змінювання. Застосування даного підходу повинно базуватися на достовірних статистичних даних, що дозволяє забезпечити високу точність отриманих моделей. Завдання полягає в моделюванні випадкових процесів електроспоживання основним споживачем електричної енергії – електроприводом.

Ключові слова: графік електричного навантаження, електропривод, моделювання, автокореляційна функція, цифровий формуючий фільтр.

Вступ. Математична модель є результатом формалізації процесу, тобто побудови його чіткого математичного опису з необхідним ступенем наближення до дійсності [1]. Питанню моделювання графіків електричних навантажень (ГЕН) приділяється значна увага в розв'язанні прикладних задач. Існує багато методів моделювання електричних навантажень (ЕН), які можуть бути поділені на: моделювання ГЕН за даними технології; метод статистичного моделювання; моделювання ЕН інтегральними характеристиками або показниками на підставі аналізу закономірностей їх формування; апроксимацію добових ГЕН математичною функцією; побудова типових ГЕН [2]. Але всі перераховані вище методи орієнтовані, головним чином, на моделювання групових ГЕН та не враховують або значно спрощують (усереднюють) форму індивідуальних ГЕН.

Постановка задачі дослідження. В індивідуальних ГЕН послідовність ординат ЕН повністю визначається послідовністю технологічних операцій, які виконуються в технологічному процесі, що обслуговується електроприводом (ЕП). Взаємозв'язок ординат ГЕН характеризує автокореляційна функція (АКФ). Ці функції зазвичай задаються кореляційною матрицею або апроксимуються тими або іншими аналітичними виразами відповідно до вибраного критерію наближення. АКФ використовується для аналізу складних коливань, зокрема різкозмінних ГЕН.

Однією з основних задач, які доводиться вирішувати під час апроксимації АКФ, є вибір моделі АКФ. Вирішення цієї задачі здійснюється на основі апріорної інформації про властивості досліджуваного процесу. Незалежно від методу апроксимації існує задача визначення параметрів моделі АКФ, які задовольняють вибраному критерію наближення.

Завдання полягає в моделюванні випадкових процесів із заданими кореляційними властивостями, оскільки інші статистичні характеристики процесу не задані.

Основні матеріали дослідження.

Зазвичай незалежно від методу апроксимації визначаються параметри моделі, що задовольняють вибраному критерію наближення. Знання моделі АКФ і числових значень її параметрів дозволяє моделювати процес електроспоживання ЕП. Крім того, слід зазначити, що у випадку проведення великої кількості кореляційних вимірювань апроксимативний підхід дозволяє істотно скоротити обсяг збереженої інформації, оскільки замість великої кількості відліків АКФ у заданих точках можна зберігати лише вигляд моделі й числові значення її параметрів. Від кількості невідомих параметрів значною мірою залежить складність і зручність отриманої моделі для використання.

Багаточисельні дослідження показали, що в аналізі випадкових процесів найчастіше зустрічаються загасаючі експонентні й експонентно-косинусні АКФ [3, 4]. Це свідчить про значну роль експонентних і експонентно-косинусних АКФ і призводить до необхідності вибирати як моделі саме такі функції. Так, згідно [5], подібний підхід може застосовуватися для створення інформаційно-вимірювальних комплексів, систем автоматичного керування й регулювання, систем передавання даних.

Типові моделі нормованих АКФ $\rho_X(\tau)$, поширених на практиці, наведено в табл. 1 [5], де α – параметр АКФ зворотний часу кореляції, ω_0 – частота періодичного складника.

Таблиця 1. Типові моделі нормованих АКФ

№	Вигляд моделі ($\rho_X(\tau)$)	АКФ	№	Вигляд моделі ($\rho_X(\tau)$)	АКФ
1	$e^{-\alpha \tau }$		4	$e^{-\alpha \tau }(1 + \alpha \tau + \alpha^2\tau^2/3)$	
2	$e^{-\alpha \tau }(1 + \alpha \tau)$		5	$e^{-\alpha \tau } \cos \omega_0 \tau$	
3	$e^{-\alpha \tau }(1 - \alpha \tau)$		6	$e^{-\alpha \tau }(\cos \omega_0 \tau + \alpha / \omega_0 \sin \omega_0 \tau)$	
7	$e^{-\alpha \tau }(\cos \omega_0 \tau - \alpha / \omega_0 \sin \omega_0 \tau)$				

Основними перевагами апроксимативного підходу є [5]: наочність і компактність отриманого аналітичного виразу, легкість візуалізації; можливість використання аналітичного виразу для подальших аналітичних досліджень і перетворень з метою одержання узагальнених характеристик; скорочення обсягу збережених даних.

До недоліків методу слід віднести наявність методичної похибки, яка виникає під час заміни отриманих експериментальних даних або іншої функції більш простим аналітичним виразом.

Як критерій наближення є доцільним застосувати точнісні критерії [6]:

- мінімум квадратичної похибки апроксимації $\delta = \int_0^{\infty} [K_X(\tau) - K_a(\tau, \alpha_1, \dots, \alpha_n)]^2 d\tau = \min;$
- мінімум експонентно-зваженої апроксимації $\delta = \int_0^{\infty} [K_X(\tau) - K_a(\tau, \alpha_1, \dots, \alpha_n)]^2 e^{-\frac{\tau}{\tau_k}} d\tau = \min,$ де τ_k - максимальний інтервал кореляції;
- критерій рівномірного наближення $|K_X(\tau) - K_a(\tau, \alpha_1, \dots, \alpha_n)| < \varepsilon,$ де ε - деяка допустима мала величина.

Практика показує, що найбільш доцільно застосовувати квадратичне наближення [5, 6].

У такий спосіб за обраної аналітичної моделі АКФ задача зводиться до визначення невідомих параметрів, які задовольняють мінімуму квадратичної похибки

$$\delta = \int_0^{\infty} [\rho_X(\tau) - \rho_a(\tau, \alpha_1, \dots, \alpha_n)]^2 d\tau = \min.$$

Подальшим кроком рішення задачі апроксимації АКФ параметричними моделями є складання системи рівнянь (у випадку однопараметричних моделей - рівняння) для визначення невідомих параметрів.

З урахуванням того, що вихідними даними для оброблення є масив значень ординат нормованої АКФ - $\{\rho_x(\Delta\tau)\}_{j=0,\dots,j_{max}}$, критерій наближення доцільніше записати у вигляді

$$\delta = \sum_{i=0}^{j_{max}} [\rho_x(\tau_i) - \rho_a(\tau_i, \alpha_1, \dots, \alpha_n)]^2 d\tau = \min. \quad (1)$$

У випадку, якщо модель містить один параметр, задача зводиться до розв'язування одного рівняння. Знайдемо це рівняння. Для цього необхідно, підставивши $\rho_a(\tau_i, \alpha)$ в (1), виконати диференціювання й результат прирівняти до нуля:

$$\frac{d\Delta(\alpha)}{d\alpha} = \sum_{i=0}^{j_{max}} [\rho_x(\tau_i) - \rho_a(\tau_i, \alpha)] \frac{d\rho_a(\tau_i, \alpha)}{d\alpha} = 0.$$

Для розв'язання отриманого рівняння скористаємося методом Ньютона. Тоді

$$\alpha_{n+1} = \alpha_n - \frac{\sum_{i=0}^{j_{max}} R_i \frac{d\rho_a(\tau_i, \alpha)}{d\alpha} \Big|_{\alpha=\alpha_n}}{\sum_{i=0}^N \left\{ R_i \frac{d^2\rho_a(\tau_i, \alpha)}{d\alpha^2} - \left[\frac{d\rho_a(\tau_i, \alpha)}{d\alpha} \right]^2 \right\} \Big|_{\alpha=\alpha_n}}, \text{ де } R_i = \rho_x(\tau_i) - \rho_a(\tau_i, \alpha).$$

Початкове наближення $\alpha_0 = \frac{\tau_{k \max}}{3}$. Процес обчислення закінчується, коли $|\alpha_{n+1} - \alpha_n| \leq \varepsilon$, де ε - будь-яке мале наперед задане число.

Аналітичний вираз $\rho_a(\tau, \alpha) = e^{-\alpha|\tau|}$ застосовується для апроксимації АКФ групового ГЕН й індивідуального безперервного ГЕН ЕМС. Параметр моделі визначається в результаті розв'язування рівняння

$$\alpha_{n+1} = \alpha_n - \frac{\sum_{i=1}^{j_{max}} R_i \tau_i e^{-\alpha_n \tau_i}}{\sum_{i=1}^{j_{max}} [\tau_i^2 e^{-2\alpha_n \tau_i} - R_i \tau_i^2 e^{-\alpha_n \tau_i}]}, \text{ де } R_i = \rho_x(\tau_i) - e^{-\alpha_n \tau_i}.$$

Аналітичний вираз $\rho_a(\tau, \alpha, \Omega_0) = e^{-\alpha|\tau|} \cos \Omega_0 \tau$ застосовується в апроксимації АКФ індивідуального циклічного ГЕН ЕП. Параметри моделі визначаються в результаті розв'язування методом Ньютона системи двох трансцендентних рівнянь

$$\begin{cases} \alpha_{n+1} = \alpha_n - \frac{S_1 S_5 - S_2 S_4}{S_3 S_5 - S_4^2} \\ \Omega_{n+1} = \Omega_n - \frac{S_2 S_3 - S_1 S_4}{S_3 S_5 - S_4^2} \end{cases}$$

де $A_1 = e^{-\alpha_n \tau_i}$; $A_2 = A_1 \cos \Omega_n \tau_i$; $A_3 = A_1 \sin \Omega_n \tau_i$; $R_i = \rho_x(\tau_i) - A_2$; $S_1 = \sum_{i=0}^{j_{max}} R_i A_2 \tau_i$; $S_2 = \sum_{i=0}^{j_{max}} R_i A_3 \tau_i$; $S_3 = \sum_{i=0}^{j_{max}} \tau_i^2 A_2 (A_2 - R_i)$; $S_4 = \sum_{i=0}^{j_{max}} \tau_i^2 A_3 (A_2 - R_i)$; $S_5 = \sum_{i=0}^{j_{max}} \tau_i^2 (A_3^2 + R_i A_2)$.

Початкові значення α й Ω_0 вибираються в такий спосіб

$$\alpha_0 = \frac{3}{\tau_{k \max}}, \quad \Omega_0 = \frac{\pi}{2\tau'}.$$

де τ' - інтервал часу, що відповідає першому перетинанню $\rho_x(\tau)$ осі абсцис.

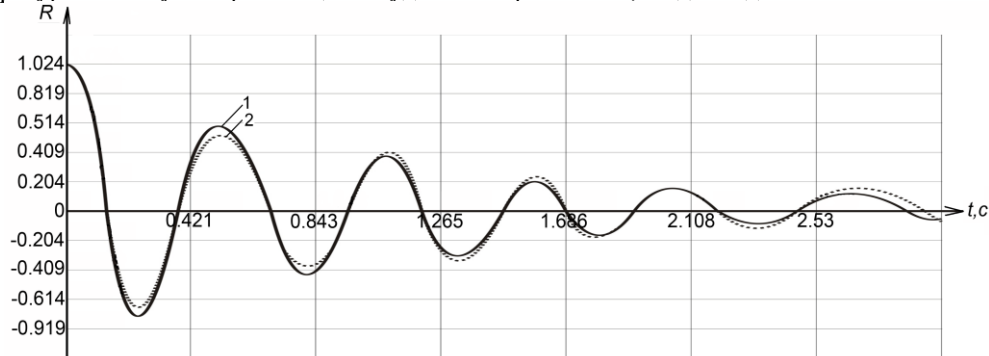
Процес обчислення закінчується у разі спільного виконання умов

$$\begin{cases} |\Omega_{n+1} - \Omega_n| \leq \varepsilon \\ |\alpha_{n+1} - \alpha_n| \leq \varepsilon \end{cases}$$

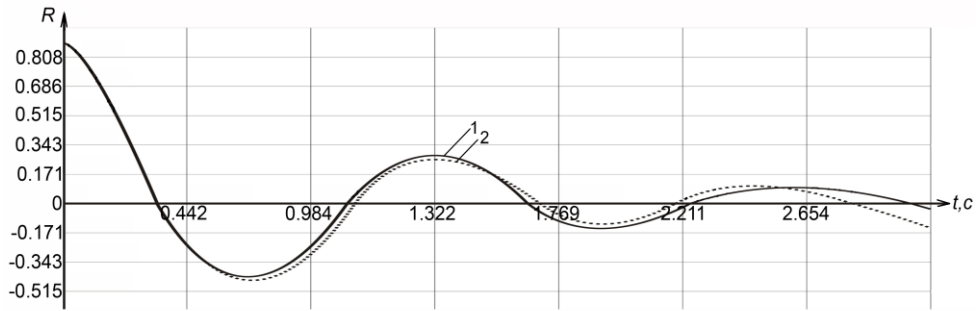
У практиці електропостачання [8], також зустрічаються ГЕН, АКФ яких відповідають моделям №2, №3, №4, №6, №7 (табл.1). Так наприклад, моделям №6 і №7 відповідають ГЕН ЕП порталних кранів річкових і морських портів, а також ЕП на підприємствах з виробництва будівельної кераміки.

На рис. 1 наведено АКФ, визначені за експериментальними ГЕН насосної установки і апроксимовані виразами (табл. 1).

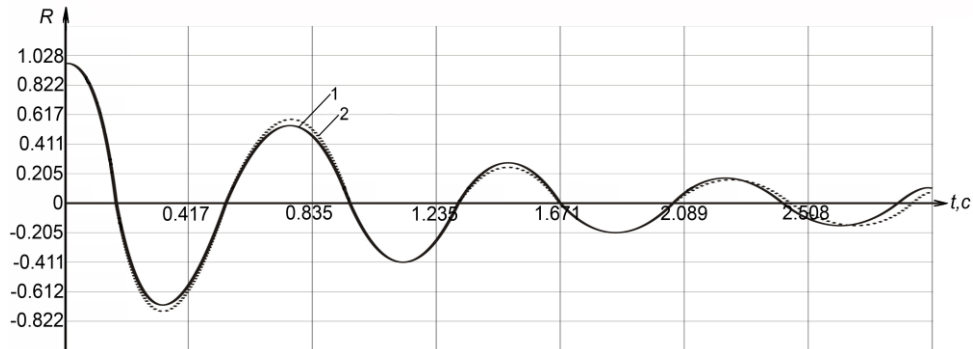
Метод формуючого фільтра одержав найбільше поширення при моделюванні стаціонарних випадкових процесів із заданими кореляційними властивостями, оскільки дозволяє заощаджувати машинні ресурси й імітувати реалізацію з будь-якою тривалістю, заздалегідь невизначеною.



a



а



б

Рисунок 1 - Теоретичні (1) та експериментальні (2) АКФ:

$$\begin{aligned}
 \text{а - } \rho_a(\tau, \alpha) &= e^{-\alpha|\tau|}(\cos \Omega_0 \tau - \alpha/\Omega_0 \sin \Omega_0 |\tau|), \alpha = 1,12, \Omega_0 = 12, \delta = 0,0286; \\
 \text{б - } \rho_a(\tau, \alpha, \Omega_0) &= e^{-\alpha|\tau|} \cos \Omega_0 \tau, \alpha = 1, \Omega_0 = 5, \delta = 0,0496; \\
 \text{в - } \rho_a(\tau, \alpha) &= e^{-\alpha|\tau|}(\cos \Omega_0 \tau + \alpha/\Omega_0 \sin \Omega_0 |\tau|), \alpha = 0,83, \Omega_0 = 8,44, \delta = 0,0064
 \end{aligned}$$

Застосування рекурсивних формуючих фільтрів дозволяє істотно заощаджувати машинні ресурси в порівнянні з використанням нерекурсивних фільтрів. Ще одна перевага застосування рекурсивних формуючих фільтрів - можливість забезпечення нульової методичної (алгоритмічної) похибки [5].

Ідея методу формуючого фільтра полягає в тому, що стаціонарний у широкому сенсі випадковий процес з (АКФ) $R(\tau)$ можна розглядати як реакцію на вплив білого шуму одиничної інтенсивності лінійної системи білого шуму з імпульсною характеристикою $h(\tau)$, що задовольняє інтегральному рівнянню [6]

$$\int_{-\infty}^{\infty} h(v)h(v - \tau) dv = R(\tau).$$

На рис.2,а зображена схема формування з білого шуму $x(t)$ процесу за допомогою фільтра з передатною функцією $K(p)$. Схема рис.2,а відповідає формуванню стаціонарного процесу в реальних умовах. При цифровому моделюванні схеми формування процесу $y(t)$ на рис.2, а відповідає схема (рис.2,б) формування відліків процесу $y(nT)$ з дискретного білого шуму $u(nT)$.

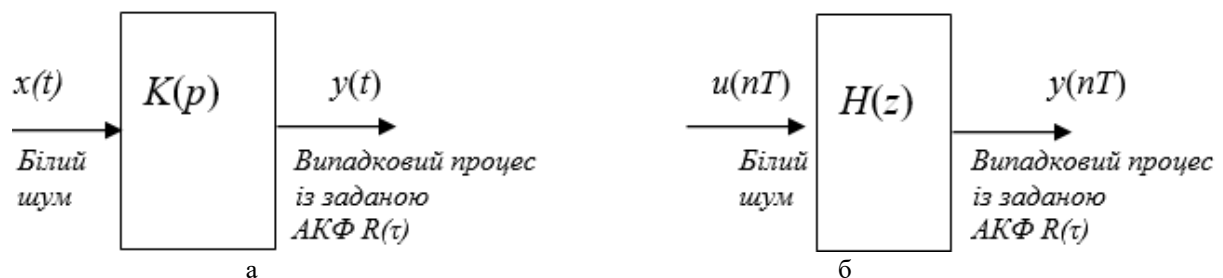


Рисунок 2 - Схема формування процесу електроспоживання:
 а – аналоговий формуючий фільтр; б – цифровий формуючий фільтр

Таким чином, у моделюванні стаціонарних випадкових процесів виділяються дві задачі: одержання стаціонарного білого шуму та створення математичної моделі формуючого фільтра.

Щільність імовірності дискретного білого шуму на вході формуючого фільтра може бути будь-якою, якщо для модельованого випадкового процесу щільність імовірності не задана. У разі моделювання нормального випадкового процесу необхідно для імітації дискретного білого шуму використовувати датчик випадкових чисел з нормальним розподілом [7].

Для нерекурсивного фільтра поточне значення $y(nT)$ обчислюється за формулою

$$y(nT) = \sum_{k=0}^N C_k u(nT - kT), \quad (3)$$

де C_k – коефіцієнти цифрового фільтра, N – порядок цифрового фільтра.

Для рекурсивних фільтрів значення $y(nT)$ обчислюються за формулою

$$y(nT) = \sum_{k=0}^N a_k u(nT - kT) + \sum_{m=1}^M b_m y(nT - mT), \quad (4)$$

де a_k, b_m – коефіцієнти цифрового фільтра. Зазвичай виконується умова $N \leq M$, де M – порядок фільтра.

АКФ модельованого випадкового процесу електроспоживання ЕП визначається коефіцієнтами C_k або a_k, b_m , а розрахунок формуючого фільтра зводиться до визначення цих коефіцієнтів за заданими кореляційними властивостями.

Цифрові фільтри (3) і (4) прийнято описувати за допомогою передатних функцій. Для нерекурсивного фільтра (3) передатна функція має вигляд

$$H(z) = \sum_{k=0}^N C_k z^{-k}.$$

Рекурсивний фільтр (4) має передатну функцію [8]

$$H(z) = \frac{\sum_{k=0}^N a_k z^{-k}}{1 - \sum_{m=1}^M b_m z^{-m}}.$$

Для моделювання випадкового процесу електроспоживання індивідуального ЕП найбільш доцільно використовувати метод цифрового рекурсивного формуючого фільтра.

Розглянемо приклад моделювання випадкового процесу електроспоживання промисловим ЕП, що працює в різкозмінному режимі із АКФ вигляду $D_p e^{-\alpha|\tau|} \cos \omega_0 \tau$, де D_p – дисперсія випадкового процесу електроспоживання, α – параметр АКФ, обернений часу кореляції, ω_0 – частота періодичного складника АКФ.

Спектральна щільність потужності $S(\omega)$ (функція, що задає розподіл потужності сигналу за частотами), відповідна цій АКФ, описується рівнянням [8]

$$S(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} R(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau = \frac{D_p \alpha}{\omega_0 (\omega - \omega_0)^2 + \alpha^2}, \quad \omega_0 \gg \alpha.$$

Застосування рекурсивних фільтрів можливе, коли задана спектральна щільність потужності є дрібно-раціональною функцією [9].

Час кореляції τ_0 модельованого випадкового процесу:

$$\tau_0 = \int_0^{\infty} \frac{|R(\tau)|}{R(0)} d\tau = \frac{1}{\alpha} = \frac{2}{\omega_0 d}.$$

Енергетична смуга $\Delta\omega_e$ спектра:

$$\Delta\omega_e = \frac{1}{S(0)} \int_{-\infty}^{\infty} S(\omega) d\omega = \frac{\pi}{2} \omega_0 d.$$

Якщо ЕП у своєму складі має фільтрокомпенсуючий пристрій або синхронний двигун, який працює в режимі компенсації реактивної потужності, або частотно-регульований перетворювач з ємністю в колі постійного струму, то випадковий процес електроспоживання з такою спектральною щільністю й АКФ формується на виході LRC-кола з високою добротністю, на вході якого діє білий шум зі спектральною щільністю потужності $N_0 = \frac{4\alpha}{\omega_0^2} D_p$.

Параметри кола: $\omega_0 = 1/\sqrt{LC}$ – резонансна частота контуру; $d = R\sqrt{\frac{C}{L}}$ – загасання контуру; $Q = \frac{1}{d}$ – добротність контуру; $\alpha = \frac{R}{2L}$ – декремент загасання.

Випадковий процес із такими кореляційними властивостями може формуватися також з білого шуму, що діє на вході паралельного контуру або однокаскадного резонансного підсилювача з параметрами ω_0, d, Q, α .

Цифровий формуючий фільтр для випадкового процесу з такими кореляційними властивостями може бути синтезований різними методами.

Якщо використовувати метод, що забезпечує нульову методичну похибку за АКФ, то для обчислень $y(nT)$ за $u(nT)$ використовується вираз

$$y(nT) = a_0 u(nT) + a_1 u(nT - T) + b_1 y(nT - T) + b_2 y(nT - 2T),$$

де $a_0 = \sigma_p \beta$, $a_1 = \frac{\sigma_p \alpha_0}{\beta}$, $b_1 = 2e^{-\alpha T} \cos \omega_0 T$, $b_2 = -e^{-2\alpha T}$, $\beta = \frac{\alpha_1 \pm \sqrt{\alpha_1^2 - 4\alpha_0^2}}{2}$,

$\alpha_0 = e^{-\alpha T} (e^{-2\alpha T} - 1) \cos \omega_0 T$, $\alpha_1 = 1 - e^{-4\alpha T}$.

Передатна функція цього фільтра:

$$H(z) = \frac{a_0 + a_1 z^{-1}}{1 - b_1 z^{-1} - b_2 z^{-2}}.$$

Схема обчислень зображена на рис. 3. Цей цифровий формуючий фільтр може використовуватися за будь-яких співвідношень між α і ω_0 .

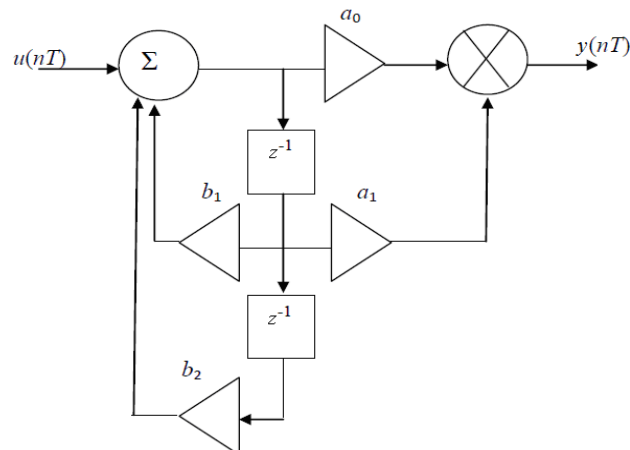


Рисунок 3 – Структурна схема моделі цифрового формуючого фільтру

Розглянемо моделювання випадкового процесу електроспоживання електропривода із АКФ виду $R(\tau) = D_p e^{-\alpha|\tau|}$, що працює в безперервному режимі.

Час кореляції для модельованого процесу

$$\tau_0 = \int_0^{\infty} \frac{|R(\tau)|}{R(0)} d\tau = \frac{S(0)}{2R(0)} = \frac{1}{\alpha}.$$

Спектральна щільність потужності, що відповідає цій АКФ

$$S(\omega) = \frac{2D_p\alpha}{\Omega^2 + \alpha^2}.$$

Енергетична смуга спектру

$$\Delta\Omega_e = \frac{1}{S(0)} \int_{-\infty}^{\infty} S(\Omega) d\Omega = \alpha \frac{\pi}{2}.$$

Випадковий процес із такими характеристиками формується, наприклад, RC – колом з передатною функцією $K(j\Omega) = \frac{1}{1+j\Omega/\alpha}$ на вході якого діє білий шум зі спектральною щільністю $\frac{2}{\alpha} D_p$, при цьому $\alpha = 1/RC$.

Застосуємо метод білінійного z -перетворення для одержання передатної функції рекурсивного формуючого фільтру.

Передатна функція цифрового формуючого фільтру

$$H(z) = \frac{a_0}{1-b_1z^{-1}}, \text{ де } a_0 = \sigma_y \sqrt{1-e^{-2\alpha T}}, b_1 = e^{-\alpha T}.$$

Для обчислень $y(nT)$ за $u(nT)$ використовується вираз

$$y(nT) = a_0 u(nT) + b_1 y(nT).$$

Схема обчислень наведена на рис. 4.

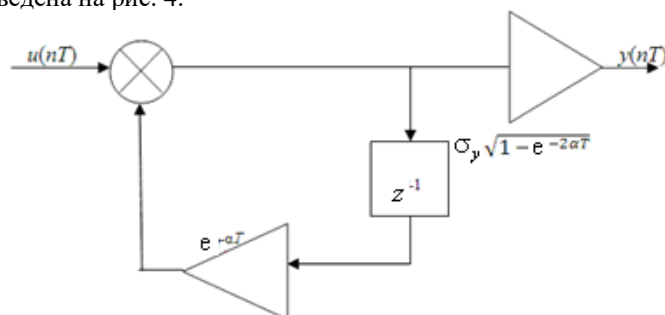


Рисунок 4 - Структурна схема моделі формуючого фільтру для розрахунку випадкового процесу електроспоживання ЕП безперервної дії із АКФ виду $R(\tau) = D_p e^{-\alpha|\tau|}$

За аналогією з вищевикладеним можуть бути знайдені параметри фільтру й моделюючий алгоритм для інших моделей АКФ електроспоживання.

Приклади реалізацій ГЕН ЕП із заданою АКФ, одержані шляхом моделювання за допомогою методу цифрового рекурсивного фільтру, наведено на рис.5.

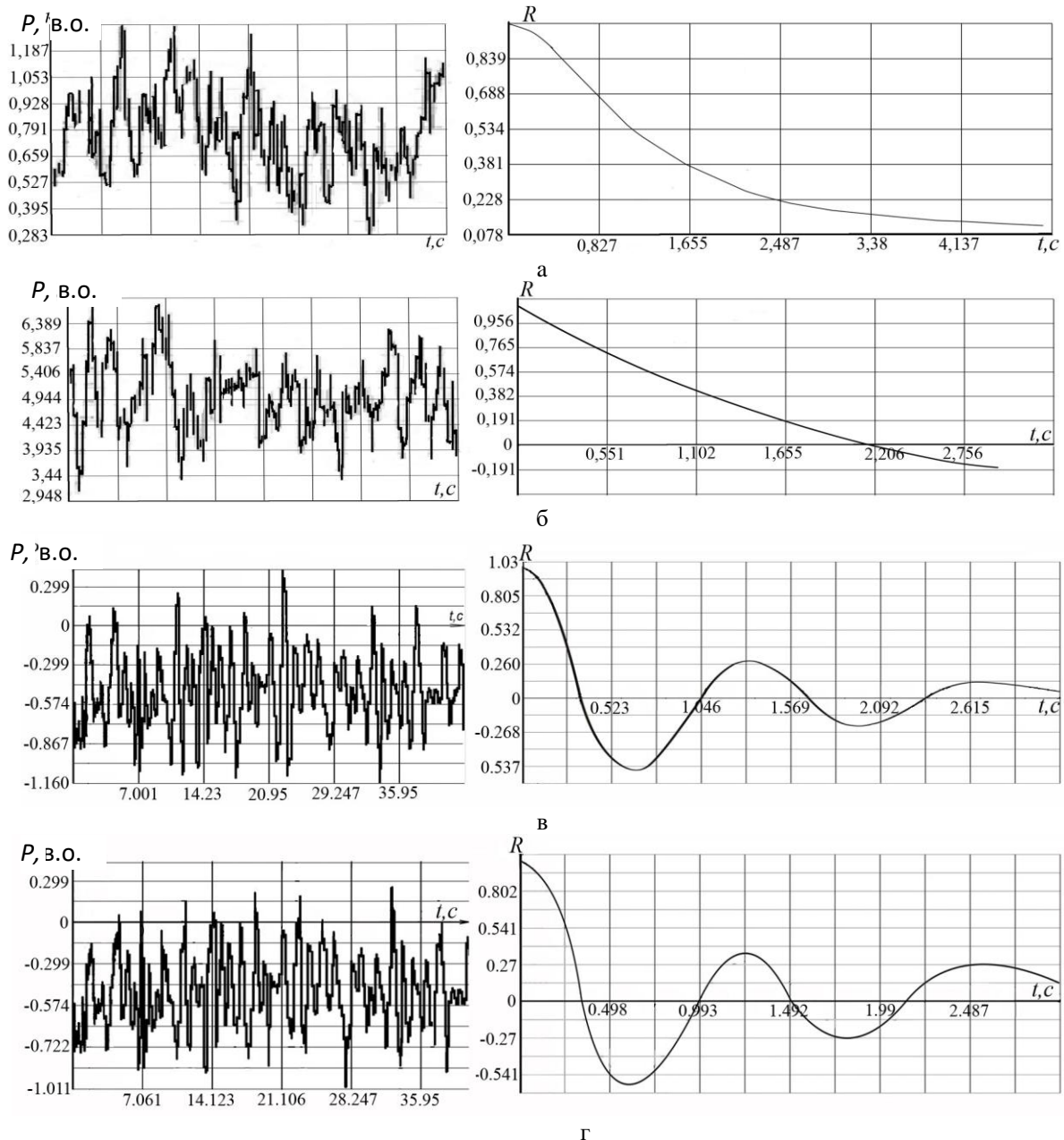


Рисунок 5 - Реалізації ГЕН та їх АКФ: $a - \rho_x = e^{-\alpha|\tau|}$, $N = 500$, $\Delta = 0,4$, $\alpha = 1$, АКФ $J = 9$;

$$b - \rho_x = e^{-\alpha|\tau|}(1 + \alpha|\tau|), N = 500, \Delta = 0,4, \alpha = 1, J = 13;$$

$$v - \rho_x = e^{-\alpha|\tau|}\cos\Omega_0\tau, N=1000, \Delta = 0,082, \alpha = 1, \Omega_0 = 5, J = 38;$$

$$z - \rho_x = e^{-\alpha|\tau|}(\cos\Omega_0\tau + \alpha/\Omega_0\sin\Omega_0|\tau|), N = 1000, \Delta = 0,078, \alpha = 1, \Omega_0 = 5, J = 38$$

Висновки. Для аналізу випадкових процесів електроспоживання ЕП й апроксимації АКФ його ЕН, найбільш раціонально використовувати загасаючі експонентні й експонентно-косинусні вирази. Як критерій наближення найдоцільніше застосовувати мінімум квадратичної похибки апроксимації. Для визначення параметрів АКФ можна використовувати метод Ньютона. Знання моделі АКФ і чисельних значень її параметрів дозволяє моделювати процес електроспоживання промислового ЕП.

Для моделювання індивідуального ГЕН промислового ЕП з заданими кореляційними властивостями необхідно вирішити задачу синтезу, коли за заданими статистичними характеристиками потрібно визначити цифровий фільтр та змодельовати ГЕН. Параметри фільтра й моделюючий алгоритм можуть бути знайдені за наведеною вище методикою. Вибраний метод цифрового рекурсивного формуючого фільтра дозволяє заощаджувати машинні ресурси й моделювати стаціонарні випадкові процеси з будь-якою тривалістю, заздалегідь невизначеною.

Розглянуті в даній роботі підходи щодо моделювання ГЕН можуть застосовуватися в практиці досліджень електромеханічних систем з урахуванням реальних режимів.

Список використаної літератури

1. Моделювання електромеханічних систем: Підручник / Чорний О.П., Луговой А.В., Д.Й.Родькін, Сисюк Г.Ю., Садовой О.В.– Кременчук, 2001. – 410 с.
2. Електромеханічні системи автоматичного керування та електроприводи: Навч. посібник / М.Г. Попович, О. Ю. Лозинський, В. Б. Клепиков та ін.; За ред. М. Г. Поповича, О. Ю. Лозинського. – К.: Либідь, 2005. – 680 с
3. Математичне моделювання електроенергетичних систем в ринкових умовах: монографія / С. Є. Саух, А. В. Борисенко. — К.: «Три К», 2020. — 340 с
4. Теорія електричних кіл та сигналів. Теорія сигналів : конспект лекцій / укладачі: О.М. Кобяков, І.Є. Бражник. – Суми : Сумський державний університет, 2017. – 125 с.
5. Основи теорії інформаційних процесів. Частина 2. Системи обробки сигналів / Ігор Пархомей, Наталія Цюпа. – Київ: КПІ ім. Ігоря Сікорського, 2020. – 169 с.
6. Альошин Г.В., Панченко С.В., Приходько С.І. Оптимізація цифрових систем передачі: Підручник. – Харків: УкрДУЗТ, 2019. – 142 с.
7. Конспект лекцій з дисципліни «Цифрове оброблення зображень» для здобувачів вищої освіти другого (магістерського) рівня зі спеціальності - 172 «Телекомунікації та радіотехніка». /Укл.: С'янов О.М., Марченко С.В. - Кам'янське; ДДТУ, 2018 р. – 153 с.
8. Проектування цифрових фільтрів: навчальний посібник / Г.Є. Філатова. – Х. : НТУ «ХП», 2017. – 120 с.
9. Зачепа Ю.В. Конспект лекцій з дисципліни «Цифрові системи керування електроприводами». Кременчуцький національний університет імені Михайла Остроградського, 2010 – 220 с.

O. Zakladnyi, Cand.Sc. (Eng.), Assoc. Prof., **ORCID** 0000-0003-2813-3692

V. Prokopenko Cand.Sc. (Eng.), Assoc. Prof., **ORCID** 0000-0002-5518-5802

National Technical University of Ukraine “Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute”

SIMULATION OF VARIABLE INDIVIDUAL GRAPHS OF THE ELECTRICAL LOAD OF THE INDUSTRIAL ELECTRIC DRIVE

In the process of developing and creating means of controlling the energy efficiency of technological processes based on electric drives, a task arises related to the modeling of individual electric load schedules of the electric drive. In the analytical study of electricity consumption, the substantiation of the mathematical model of the random process is important. This model, on the one hand, should most adequately reflect the properties of the real process of electricity consumption, and on the other hand, it should allow research of this process using known theoretical methods. A way out should be sought on the basis of compromise solutions regarding the choice of the simplest, but sufficiently accurate models, which will solve the tasks in the most rational way.

The probabilistic approach to load estimation allows the most probable description of the process of changing the electrical load over time, given the random nature of this change. The application of this approach should be based on reliable statistical data, which allows to ensure high accuracy of the obtained models. The task consists in simulating random processes of electricity consumption by the main consumer of electrical energy - the electric drive.

Key words: electric load graph, electric drive, modeling, autocorrelation function, digital shaping filter.

1. Modeling of electromechanical systems: Textbook / Cherny O.P., Lugovoi A.V., Rodkin D.Y., Sysyuk G.Yu., Sadovoy O.V. – Kremenchuk, 2001. – 410 p.
2. Electromechanical automatic control systems and electric drives: Education. manual / M.G. Popovych, O.Yu. Lozinskyi, V.B. Klepikov, etc.; Under the editorship M. G. Popovych, O. Yu.J. Lozynskyi. - K.: Lybid, 2005. - 680 p.
3. Mathematical modeling of electric power systems in market conditions: monograph / S.E. Saukh, A.V. Borysenko. — K.: "Three K", 2020. - 340 p.
4. Theory of electric circuits and signals. Theory of signals: synopsis of lectures / Editors: O. M. Kobayakov, I.E. Brazhnyk. – Sumy: Sumy State University, 2017. – 125 p.
5. Basics of the theory of information processes. Part 2. Signal processing systems / Ihor Parkhomey, Nataliya Tsopa;– Kyiv: Igor Sikorsky Kyiv Polytechnic Institute, 2020. – 169 p.
6. Alyoshin G.V., Panchenko S.V., Prykhodko S.I. Optimization of digital transmission systems: Textbook. - Kharkiv: UkrDUZT, 2019. - 142 p.
7. Synopsis of lectures on the discipline "Digital image processing" for students of higher education of the second (master's) level in the specialty - 172 "Telecommunications and radio engineering". / S'yanov O.M., Marchenko S.V. - Kamianske; DDTU, 2018 - 153 p.
8. Design of digital filters: a study guide / G.E. Filatova. - Kh.: NTU "KhPI", 2017. - 120 p.
9. Zachepa Yu.V. Synopsis of lectures on the discipline "Digital control systems of electric drives". Mykhailo Ostrogradsky Kremenchug National University, 2010 - 220 p.

Надійшла 7.11.2022

Received 7.11.2022