

*І. Є. ЩЕРБАК, Ю. В. КОВАЛЬОВА, В. О. КОРОБКА*

### **АНАЛІЗ ГРАФІКІВ ЕЛЕКТРИЧНИХ НАВАНТАЖЕНЬ ТРАНСФОРМАТОРНИХ ПІДСТАНЦІЙ 10/0,4 КВ СЕЛЬБИЩНИХ ЗОН ДЛЯ ВИДІЛЕННЯ ДІЛЯНОК СТАЦІОНАРНОСТІ**

Запропоновано на графіках електричних навантажень трансформаторних підстанцій 10/0,4 кВ сельбищних зон виділити ділянки стаціонарності для подальшого моделювання графіків навантаження та здійснення керуючих впливів на режими роботи споживачів-регуляторів з метою вирівнювання загального графіка електричного навантаження. Актуальність і складність проблеми, що розглядається обумовлена тим, що зміна навантаження трансформаторних підстанцій 10/0,4 кВ сельбищних зон відбувається випадковим чином, що обумовлено значною кількістю, номенклатурою та різноманітністю видів підключених споживачів і відсутністю детермінованих зв'язків між споживачами електричної енергії, до того ж випадкова функція навантаження на добовому інтервалі нестационарна. У зв'язку з цим виникла необхідність розробки етапів виділення ділянок стаціонарності на графіках електричного навантаження трансформаторних підстанцій 10/0,4 кВ сельбищних зон. Проведено вимірювання графіків навантаження трансформаторних підстанцій 10/0,4 кВ, відповідно до результатів яких проводиться дослідження закону розподілу вимірів активної та реактивної потужності. Після підтвердження гіпотези про нормальний закон розподілу виконуються параметричні тести. Для підтвердження гіпотези про постійність дисперсій застосовується F-критерій Фішера, а для підтвердження гіпотези про постійність математичного очікування – t-критерій Стюдента. Спираючись на факт постійності дисперсій та математичного очікування, наступним етапом є визначення коефіцієнтів автокореляції досліджуваної випадкової функції та побудова графіку автокореляційної функції. З метою апроксимації функції визначаються коефіцієнти автокореляційної функції за методом найменших квадратів та проводиться аналіз на згасання автокореляційної функції. Реалізація визначених етапів дозволяє виділити на графіках навантаження трансформаторних підстанцій 10/0,4 кВ ділянки стаціонарності. Для достовірного опису процесу зміни навантаження трансформаторних підстанцій 10/0,4 кВ обґрунтовано застосування ймовірно-статистичного методу моделювання, що враховує стохастичний характер зміни навантаження на виділених ділянках стаціонарності.

**Ключові слова:** закон розподілу, параметричні тести, критерій Пірсона, F-критерій Фішера, t-критерій Стюдента, автокореляційна функція.

*И. Е. ЩЕРБАК, Ю. В. КОВАЛЕВА, В. А. КОРОБКА*

### **АНАЛИЗ ГРАФИКОВ ЭЛЕКТРИЧЕСКИХ НАГРУЗОК ТРАНСФОРМАТОРНЫХ ПОДСТАНЦИЙ 10/0,4 КВ СЕЛИТЕБНОЙ ЗОН ДЛЯ ВЫДЕЛЕНИЯ УЧАСТКОВ СТАЦИОНАРНОСТИ**

Предложено на графиках электрических нагрузок трансформаторных подстанций 10/0,4 кВ сельтебных зон выделить участки стационарности для дальнейшего моделирования графиков нагрузки и осуществления управляющих воздействий на режимы работы потребителей-регуляторов с целью выравнивания общего графика электрической нагрузки. Актуальность и сложность рассматриваемой проблемы обусловлена тем, что изменение нагрузки трансформаторных подстанций 10/0,4 кВ сельтебных зон происходит случайным образом, что обусловлено значительным количеством, номенклатурой и разнообразием видов подключенных потребителей, а также отсутствием детерминированных связей между потребителями электрической энергии, к тому же случайная функция нагрузки на суточном интервале нестационарна. В связи с этим возникла необходимость разработки этапов выделения участков стационарности на графиках электрической нагрузки трансформаторных подстанций 10/0,4 кВ сельтебных зон. Проведено измерение графиков нагрузки трансформаторных подстанций 10/0,4 кВ, согласно результатам которых проводится исследование закона распределения измерений активной и реактивной мощности. После подтверждения гипотезы о нормальном законе распределения выполняются параметрические тесты. Для подтверждения гипотезы о постоянстве дисперсий применяется F-критерий Фишера, а для подтверждения гипотезы о постоянстве математического ожидания – t-критерий Стюдента. Опираясь на факт постоянства дисперсий и математического ожидания, следующим этапом является определение коэффициентов автокорреляции исследуемой случайной функции и построение графика автокорреляционной функции. С целью аппроксимации функции определяются коэффициенты автокорреляционной функции по методу наименьших квадратов и проводится анализ на затухание автокорреляционной функции. Реализация определенных этапов позволяет выделить на графиках нагрузки трансформаторных подстанций 10/0,4 кВ участки стационарности. Для достоверного описания процесса изменения нагрузки ТП 10/0,4 кВ обосновано применение вероятностно-статистического метода моделирования, учитывающее стохастический характер изменения нагрузки на выделенных участках стационарности.

**Ключевые слова:** закон распределения, параметрические тесты, критерий Пирсона, F-критерий Фишера, t-критерий Стюдента, автокорреляционная функция.

*I. SHCHERBAK, Y. KOVALOVA, V. KOROBKA*

### **ANALYSIS OF ELECTRICAL LOAD SCHEDULES OF 10/0.4 KV TRANSFORMER SUBSTATIONS OF RESIDENTIAL AREAS FOR THE IDENTIFICATION OF STATIONARITY PLOTS**

It is proposed on the electrical load graphs of transformer substations 10/0.4 kV in residential areas to allocate the stationarity areas for further modelling of load schedules and the implementation of controlling influences on the modes of consumers-regulators in order to align the overall graph of the electrical load. The relevance and complexity of the problem under consideration is caused by the fact that the load variation of transformer substations 10/0.4 kV in residential areas occurs randomly. This is due to the significant number, nomenclature and diversity of types of connected consumers, as well as the lack of deterministic connections between consumers of electricity, in addition, the random load function in the daily interval is non-stationary. In this regard, there was a need to develop the stages of selecting the areas of stationarity on the electrical load graphs of transformer substations 10/0.4 kV of residential areas. A measurement of the load graphs of 10/0.4 kV transformer substations is carried out, according to the results of which the distribution law of active and reactive power measurements is investigated. After confirming the hypothesis of normal distribution law, parametric tests are performed. Fisher's F-criterion is used to confirm the hypothesis of a constant variance, and Student's t-criterion is used to confirm the hypothesis of a constant mathematical expectation. The next stage, based on constancy of the variance and mathematical expectation, is

© І. Є. Щербак, Ю. В. Ковальова, В. О. Коробка, 2021

the determination of autocorrelation coefficients of the studied random function and plotting of the autocorrelation function. To approximate the function the autocorrelation coefficients are determined by the least squares method and the autocorrelation function attenuation analysis is performed. The implementation of the defined stages allows to identify the areas of stationarity on the load graphs of transformer substations 10/0.4 kV. For a reliable description of the process of changing the load of transformer substations 10/0.4 kV the use of probabilistic-statistical method of modelling is justified that takes into account the stochastic nature of the load changes on the selected areas of stationarity.

**Keywords:** distribution law, parametric tests, Pearson test, Fisher's F-criterion, Student's t-criterion, autocorrelation function.

**Постановка проблеми.** Основні параметри режиму: струм, напруга, активна та реактивна потужність є випадковими величинами, що у результаті дослідження можуть набувати заздалегідь не відомих значень. Водночас на графіках електричних навантажень (ГЕН) трансформаторних підстанцій (ТП) 10/0,4 кВ, від яких отримують живлення споживачі сельбищних зон, можна виділити характерні зони максимального, мінімального та середнього електроспоживання. Закономірність зміни рівня електроспоживання протягом доби пов'язана із ритмами життя. Знання закономірностей зміни основних параметрів режиму дозволяє здійснювати керуючі дії задля оптимізації режиму електроспоживання.

**Аналіз публікацій.** Аналіз графіків електричного навантаження ТП 10/0,4 кВ вказує, що для визначення навантажень на етапі проектування застосовуються параметричні моделі авторегресії [1]. Дана модель використовується для опису стаціонарних та нестаціонарних часових рядів. Недоліком даної моделі є відсутність зв'язку з реальним станом об'єкту, відповідно її застосування для ТП 10/0,4 кВ сельбищних зон не виправдане.

Кожна ТП 10/0,4 кВ сельбищної зони повинна мати свої власні статистичні моделі електроспоживання, що відображають індивідуальні особливості режимів роботи підключених споживачів. Із стаціонарних випадкових процесів виділяють ергодичні випадкові процеси, в яких ймовірнісні характеристики, що визначаються за ансамблем та однією реалізацією, співпадають. Це свідчить про те, що одна достатньо тривала реалізація містить інформацію про статичні властивості всього випадкового процесу [2]. Отримана математична модель дозволяє оцінювати і прогнозувати з досить високим ступенем точності споживання електричної енергії на ТП 10/0,4 кВ, а також характер цього споживання. У дану модель входять як накопичена інформація про характер споживання електричної енергії, так і результати обчислень, відображені чисельно [3].

У [4] проведено дослідження та наведено функцію зміни напруги  $M[U(t)]$ , але моделювання навантаження у даній науковій роботі не розглядалось.

**Мета роботи.** Визначити етапи виділення ділянок стаціонарності на графіках електричного навантаження ТП 10/0,4 кВ сельбищних зон.

**Основні матеріали досліджень.** Фактори, що впливають на величину навантаження, мають періодичний і випадковий характер. Періодичні фактори зумовлені природними циклами,

технологічними особливостями, режимом праці та відпочинку, укладом життя. Протягом року спостерігається зниження навантаження в неопалювальний період та його збільшення в зимові місяці; протягом тижня – зниження навантаження у вихідні дні; протягом доби – зниження навантаження в нічні години та підвищення у ранкові та вечірні години. Випадкові фактори зумовлені рядом стохастичних факторів, серед яких коливання навантаження, пов'язані з різночасністю включення і відключення електроприймачів, вплив зміни метеорологічних умов, освітленості тощо [5].

Відповідно виникають задачі дослідження та розрахунку параметрів режиму в діапазоні їхньої зміни, розрахунок величин, що характеризують їх розкид. Основою для цього є статистичний матеріал та методи теорії ймовірностей.

Потужність, що споживається ТП 10/0,4 кВ, є неперервною випадковою величиною [6]. Враховуючи, що аргументом випадкової функції є час  $t$ , то ГЕН являє собою реалізацію випадкового процесу зміни потужності. Середня  $P_{cp}$ , середньоквадратична (ефективна)  $P_{ск}$  та максимальна  $P_{max}$  потужності відносяться до ймовірнісних характеристик ГЕН. Взаємозв'язок між його ординатами в різні моменти часу  $t_1$ ,  $t_2 = t_1 + \tau$  є ймовірнісним. Ймовірнісні методи враховують випадковий характер процесу споживання електричної енергії, зміну стану обладнання (режим роботи, температура обмотки тощо).

У загальному випадку ГЕН являють собою комбінації двох складових: складової, яка повільно змінюється, що пов'язано з наявністю ранкового й вечірнього максимумів, та складової, яка швидко змінюється, що пов'язано з наявністю різкозмінних навантажень. Обидві ці складові, як правило, статистично незалежні. Отже, такі ГЕН характеризуються зміною їхніх чисельних характеристик протягом доби та є нестаціонарними процесами.

У нестаціонарному випадковому процесі в характерні періоди часу можна визначити ділянки стаціонарності. Слід зауважити, що характер процесу залежить від прийнятого значення  $\Delta t$ . Стохастичний процес може бути стаціонарним, квазістаціонарним чи кусково-стаціонарним.

Процес електроспоживання основних споживачів ТП 10/0,4 кВ, тобто їхній ГЕН, можна представити набором упорядкованих у часі випадкових величин  $P(\tau_1)$ ,  $P(\tau_2)$ , ...,  $P(\tau_n)$ , де  $\tau_i < \tau_{i+1}$ . Було проведено дослідження випадкового процесу  $P^*(t_i)$  зміни навантаження ТП 10/0,4 кВ, що наведено на рис. 1.

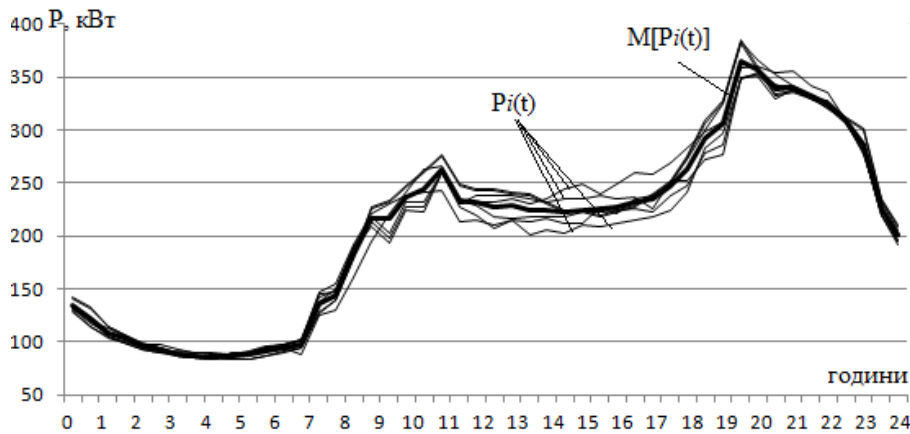


Рисунок 1 – Реалізація випадкової функції навантаження ТП 10/0,4 кВ та його математичне очікування

Комбіновані ймовірно-детерміновані моделі забезпечують найкращу точність прогнозування та адаптивність до процесу електроспоживання [7]. Фактичне навантаження  $P(\tau_i)$  представляють як сукупність стандартизованого графіку (базової складової, детермінованого тренду) та залишкової складової. В електроенергетиці найбільш широкое застосування отримала адитивна модель [8]:

$$P(\tau_i) = q(\tau_i) + \varepsilon(\tau_i), i = 1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

де  $q(\tau_i)$  – не випадкова (детермінована) складова, що може включати одну або декілька наступних компонент: трендову  $t(\tau_i)$ , сезонну  $s(\tau_i)$  та періодичну  $p(\tau_i)$ ;

$\varepsilon(\tau_i)$  – випадкова компонента, складова частина часового ряду, що залишається після виділення систематичних компонент. Вона відображає вплив численних факторів випадкового характеру та являє собою випадкову, нерегулярну компоненту.

Стационарний випадковий процес можна аналізувати, починаючи з будь-якого моменту часу, оскільки він знаходиться в стані ймовірної рівноваги, тобто числові характеристики випадкових величин  $P(\tau_i)$  не залежать від часу  $\tau_i$ .

Будемо вважати, що моменти вимірювань  $\tau_i$  рівновіддалені один від одного на величину  $\Delta\tau$ , тобто для будь-якого  $i$ , має місце

$$\tau_{i+1} = \tau_i + \Delta\tau. \quad (2)$$

З моделі (1) випливає, що в кожен момент  $\tau_i$  величина  $P(\tau_i)$  є випадковою, що підпорядковується деякому розподілу, що залежить від розподілу випадкової складової  $\varepsilon(\tau_i)$ .

Наявність великої кількості електроприймачів у поєднанні з розходженням режимів їхньої роботи роблять необхідною оцінку стаціонарності функції навантаження.

Першим етапом для виділення ділянок стаціонарності є перевірка гіпотези про закон розподілу. Оцінка закону розподілу навантаження виконувалась шляхом аналізу вибірки, що складалась з  $n$  незалежних спостережень за випадковою величиною  $P(t)$ . Далі виконувалась вибір критерію узгодженості (обрано критерій узгодженості Пірсона).

Порівняння розрахункового та табличного значень  $\chi^2$  та прийняття гіпотези про нормальний закон розподілу з рівнем значущості  $\alpha$ . Часовий ряд стаціонарний у вузькому сенсі у разі якщо для кожного моменту часу випадкові величини  $P(\tau_i)$  мають однакові закони розподілу.

Умови стаціонарності випадкового процесу [9]:

1) Постійність математичного очікування процесу:

$$m_x(t) = m_x = const. \quad (3)$$

2) Постійність дисперсії процесу:

$$D_x(t) = D_x = const. \quad (4)$$

3) Залежність кореляційної функції від одного аргументу, яким є різниця між аргументами:

$$K_x(t, t + \tau) = K_x(\tau). \quad (5)$$

Другим етапом для виділення ділянок стаціонарності є проведення параметричних тестів. Математичне очікування та дисперсія для моделі (1) в момент  $\tau_i$  визначаються виразами:

$$\begin{aligned} M(P(\tau_i)) &= q(\tau_i); \\ D(P(\tau_i)) &= D(\varepsilon(\tau_i)) + 0.179P_{г*}. \end{aligned} \quad (6)$$

Використовуючи  $F$ -критерій Фішера перевіряємо гіпотезу про постійність дисперсій. Якщо дана гіпотеза приймається, то перевіряється гіпотеза про постійність математичного очікування ( $t$ -критерій Стьюдента). Якщо приймається гіпотеза про постійність математичного очікування, то приймається гіпотеза про стаціонарність (у широкому сенсі) часового ряду.

Часовий ряд поділяємо на дві рівні за числом значень частини, кожна з яких розглядається як деяка самостійна вибірка сукупності, що має нормальний розподіл. Якщо часовий ряд має тенденцію до тренду, то середні, що обчислені для кожної сукупності, мають значуще відрізнятись між собою. Якщо ж розходження незначне, випадкове, то часовий ряд не має тенденції. Таким чином, перевірка наявності не випадкової складової у часовому ряді, що досліджується зводиться до перевірки гіпотези про

рівність середніх двох нормально розподілених сукупностей. Нехай перша частина  $P^{(I)}$  містить  $n_I$  спостережень  $P(\tau_i), i = 1, 2, \dots, n_I$ , а друга частина –  $P^{(II)}$  містить  $n_{II}$  спостережень  $P(\tau_i), i = n_I + 1, \dots, n_I + n_{II}$ .

Для кожної частини часового ряду обчислимо вибіркове середнє  $\bar{p}_I, \bar{p}_{II}$ :

$$\bar{p}_i = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x_i = M[P_i(t)], \quad (7)$$

де  $i = I, II$  – перша та друга частини часового ряду відповідно.

Вибіркові дисперсії  $D_I, D_{II}$ :

$$D_I^2 = \frac{1}{n_I - 1} \cdot \sum_{i=1}^{n_I} (p_i - \bar{p}_I)^2;$$

$$D_{II}^2 = \frac{1}{n_{II} - 1} \cdot \sum_{i=n_I+1}^{n_I+n_{II}} (p_i - \bar{p}_{II})^2. \quad (8)$$

З метою підтвердження, що дисперсії обох частин ряду однакові використовуємо  $F$ -критерій Фішера:

$$F_S = \frac{\max(D_I^2, D_{II}^2)}{\min(D_I^2, D_{II}^2)}, \quad (9)$$

де  $D_I^2, D_{II}^2$  – оцінки дисперсії, обчислені за першою  $n_I$  та другою  $n_{II}$  частинами часового ряду. Якщо не виконується нерівність:

$$F_{\frac{\alpha}{2}, n_I-1, n_{II}-1} \leq F_S \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}, n_I-1, n_{II}-1}, \quad (10)$$

тоді гіпотеза про постійність дисперсій відхиляється з рівнем значимості  $\alpha$  і необхідно прийняти гіпотезу про наявність не випадкової складової часового ряду, через те, що дана складова може позначитися на інших характеристиках часового ряду: дисперсії, коефіцієнти автокореляції тощо.

Якщо  $s_I^2 > s_{II}^2$ , тоді в якості альтернативної гіпотези приймається гіпотеза:

$$H_1: \sigma_I^2 > \sigma_{II}^2. \quad (11)$$

У даному випадку критичною областю є інтервал  $(F_{кр}, \infty)$ , де точка  $F_{кр}$  визначається з умови:

$$P(F_S > F_{кр}) = \alpha, \quad (12)$$

де  $\alpha$  – ймовірність похибки першого роду.

У разі якщо значення  $F_S$  не потрапляє у критичну область, то приймається нульова гіпотеза:

$$H_0: \sigma_I^2 = \sigma_{II}^2. \quad (13)$$

Якщо гіпотеза про постійність дисперсій приймається з рівнем значимості  $\alpha$  тоді виконується перевірка гіпотези про постійність середнього значення часового ряду.

Сформулюємо дві статистичні гіпотези:

$$H_0: M(P(\tau_i)) = const; \quad (14)$$

$$H_1: M(P(\tau_i)) \neq const. \quad (15)$$

Обчислимо значення  $t$ -критерію Стьюдента:

$$K_S = \frac{\bar{p}_I - \bar{p}_{II}}{\sqrt{(n_I - 1)s_I^2 + (n_{II} - 1)s_{II}^2}} \times \sqrt{\frac{n_I \cdot n_{II} (n_I + n_{II} - 2)}{n_I + n_{II}}}. \quad (16)$$

Якщо виконується нерівність:

$$K_S < t(1 - \alpha, n_I + n_{II} - 2), \quad (17)$$

то гіпотеза про постійність математичного очікування приймається з рівнем значимості  $\alpha$ .

Якщо на виділених ділянках стаціонарності фактичні значення коефіцієнтів Стьюдента не перевищують критичні значення це свідчить про гетероскедастичність залишків розподілу випадкової величини. Отже, гіпотеза про постійність математичного очікування приймається.

Прийняття гіпотез про рівність дисперсій та рівність математичних очікувань дозволяє прийняти гіпотезу про відсутність трендової складової в даному часовому ряду і перейти до третього етапу.

Наступним етапом аналізу стаціонарності функції навантаження на виділених інтервалах є аналіз автокореляційної функції. Ступінь статистичного зв'язку між послідовностями  $P(\tau_1), P(\tau_2), \dots, P(\tau_n)$  та  $P(\tau_{1+l}), P(\tau_{2+l}), \dots, P(\tau_{n+l})$ , що здвинуті один відносно одного з лагом  $l$ , може бути визначений за допомогою коефіцієнта автокореляції:

$$\rho(l) = \frac{M[(P(\tau_i) - q)(P(\tau_{i+l}) - q)]}{\sigma^2}. \quad (18)$$

Для стаціонарного часового ряду  $\rho(l)$  залежить лише від лагу  $l$ :

$$\rho(-l) = \rho(l). \quad (19)$$

Оцінкою для  $\rho(l)$  є вибірковий коефіцієнт автокореляції, що визначається за формулою:

$$\rho(l) = \left[ (n-l) \sum_{i=1}^{n-l} p_i p_{i+l} - \left( \sum_{i=1}^{n-l} p_i \right) \cdot \left( \sum_{i=1}^{n-l} p_{i+l} \right) \right] \div \left[ \sqrt{(n-l) \sum_{i=1}^{n-l} p_i^2 - \left( \sum_{i=1}^{n-l} p_i \right)^2} \right] \times$$

$$\times \sqrt{(n-l) \sum_{i=1}^{n-l} p_{i+l}^2 - \left( \sum_{i=1}^{n-l} p_{i+l} \right)^2}. \quad (20)$$

Зі збільшенням  $l$  кількість пар спостережень  $p_i, p_{i+1}$  зменшується, тому рекомендовано  $l \leq n/4$ . Для стаціонарного часового ряду зі збільшенням лагу  $l$  взаємозв'язок членів  $P(\tau_i), P(\tau_{i+l})$  послаблюється і абсолютні величини коефіцієнту автокореляції  $\rho(l)$  повинні спадати. Водночас для вибіркового коефіцієнта автокореляції  $r(l)$  властивість монотонного спаду зі зростанням  $l$  може порушуватись.

Коефіцієнт автокореляції характеризує щільність лінійної залежності між випадковими величинами  $P(\tau_i), P(\tau_{i+l})$ . Тому за величиною коефіцієнту автокореляції можна робити висновки про наявність лінійної (або близької до лінійної) тенденції розвитку часового ряду.

За знаком коефіцієнта автокореляції не можна робити висновок про зростаючу чи спадаючу тенденцію значень часового ряду.

Послідовність коефіцієнтів автокореляції  $\rho(0), \rho(1), \rho(2)$  є автокореляційною функцією часового ряду. Аналіз автокореляційної функції дозволяє виявити структуру часового ряду, тобто наявність у ньому складових  $t(\tau_i), s(\tau_i), p(\tau_i)$ .

Якщо найбільшим виявився коефіцієнт автокореляції  $\rho(1)$ , то ряд, що досліджується, містить лише трендову складову. Якщо найбільшим виявився коефіцієнт автокореляції  $\rho(l)$ , то ряд містить коливання з періодичністю  $l$  моментів часу, тобто період коливання дорівнює  $l \cdot \Delta_r$ . Якщо жоден з коефіцієнтів  $\rho(l)$  не є значущим, то відносно структури ряду можна зробити одне з двох припущень:

1) часовий ряд не містить тренда та циклічних коливань, тобто є білим шумом з  $\rho(l)$ ;

2) часовий ряд містить сильний нелінійний тренд, для виявлення якого необхідно провести додатковий аналіз.

Тому коефіцієнт автокореляції та автокореляційну функцію доцільно використовувати для виявлення у часовому ряді трендової та періодичної сезонної складових.

Приймається гіпотеза про ергодичність процесу та за результатами значень коефіцієнтів автокореляції обирається еталонна модель кореляційної функції – експоненційно-косинусна, що описується аналітичною залежністю [10]:

$$R(\tau) = D \cdot e^{-\alpha\tau} \cdot \cos(\beta\tau), \quad (21)$$

де  $D$  – дисперсія випадкової функції;

$\alpha$  і  $\beta$  – коефіцієнти, що визначаються методом найменших квадратів [11].

Аналіз значень  $\rho(l)$  та корелограми дозволяє зробити висновок про стаціонарність часових рядів на всіх інтервалах, як для максимальних, так і мінімальних режимів навантажень.

Розрахункове значення навантаження знаходимо за формулою [12]:

$$P_i(t) = M[P_i(t)] + \beta\sigma[P_i(t)], \quad (22)$$

де  $M[P_i(t)]$  – математичне очікування навантаження в момент часу  $t$ ;

$\sigma[P_i(t)]$  – середньоквадратичне відхилення навантаження у момент часу  $t$ ;

$\beta$  – коефіцієнт розкиду випадкової величини навантаження, що враховує інтенсивність розкиду випадкових значень навантаження біля прийнятого розрахункового значення [12].

В теорії ймовірностей застосовується правило трьох сігм:

$$P_{max} = P_{cp} \pm 3\sigma, \quad (23)$$

що за нормального закону розподілу відповідає граничній ймовірності 0,9973. Ймовірність перевищення навантаження на  $\pm 0,5\%$  відповідає  $\beta = 2,5$ ;  $\beta = 2$  відповідає ймовірності 0,975. Для  $\beta = 1,65$  забезпечується  $\pm 5\%$  ймовірності помилки. Для точності розрахунку  $\pm 10\%$ , що відповідає похибці інженерних розрахунків, значення коефіцієнта  $\beta = 1,0$ .

Змодельовані графіки електричного навантаження дозволяють враховувати реальний процес поведінки навантаження, що є важливим завданням для здійснення якісного моделювання роботи споживачів-регуляторів [13].

**Висновки.** Зміна навантаження ТП 10/0,4 кВ носить стохастичний характер, що на добовому інтервалі нестационарний. Для визначено етапів виділення ділянок стаціонарності необхідно для виділеного інтервалу часу визначити закон розподілу, провести перевірку про нормальний закону розподілу за критерієм Пірсона. У разі нормального закону розподілу наступним етапом виконується перевірка стаціонарності часового ряду за параметричними тестами, а саме критеріями перевірки про постійність дисперсії ( $F$ -критерій Фішера) та математичного очікування ( $t$ -критерій Стюдента) і кореляційною функцією. У разі ергодичності процесу на виділеній ділянці часу процес вважається стаціонарним. Завершальним етапом є визначення значення числових характеристик досліджуваних процесів на ділянках стаціонарності та побудова ймовірнісної математичної моделі навантаження.

### Список літератури

1. Гамазин С. И., Кудрин Б. И., Цырук С. А. *Справочник по энергоснабжению и электрооборудованию промышленных предприятий и общественных зданий*. Москва: Издательский дом МЭИ, 2010.
2. Walpole R. E., Myers R. H., Myers S. L., Ye K. *Probability & Statistics for Engineers & Scientists*. Boston: Prentice Hall, 2012. 813 p.
3. Herman R., Gaunt C. T. A Practical Probabilistic Design Procedure for LV Residential Distribution Systems. *IEEE Transactions on Power Delivery*. 2008. Vol. 23, № 4. P. 2247–2254. doi: 10.1109/TPWRD.2008.919041

4. Говоров П. П. *Керування режимами розподільних електричних мереж міст на основі гнучких систем: дис. ... д-ра техн. наук: 05.14.02*. Нац. ун-т «Львівська політехніка». Львів, 2001. 457 с.
5. Ziegler F., Seim S., Verwiebe P., Müller-Kirchenbauer J. A Probabilistic Modelling Approach for Residential Load Profiles. *Energie und Ressourcen*. P. 1–28. doi: 10.5281/zenodo.3689339
6. Федоров А. А. *Основы электроснабжения промышленных предприятий*. Москва: Энергия, 1972. 312 с.
7. Sarantakos I., Greenwood D. M., Zografou-Barredo N-M., Vahidinasab V., Taylor P. C.. A probabilistic method to quantify the capacity value of load transfer. *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*. 2020. Vol. 123. P. 1–12.
8. Крамер Г. *Математические методы статистики*. Москва: Мир, 1975. 648 с.
9. Коломієць С. В. *Теорія випадкових процесів*. Суми: ДВНЗ «УАБС НБУ», 2011. 80 с.
10. Білак Н. В., Скляр О. О. Апроксимативно-спектральний аналіз випадкового процесу. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 2. С. 26–31.
11. Веприк Ю. Н. Комплексное моделирование электрических систем в стационарных режимах. *Вестник Харьковского государственного политехнического университета*. 2000. № 112. С. 22–27.
12. Жежеленко И. В., Саенко Ю. Л., Степанов В. П. *Методы вероятностного моделирования в расчетах характеристик электрических нагрузок потребителей*. Москва: Энергоатомиздат, 1990. 128 с.
13. Shcherbak I. Mathematical model of consumer regulators management for alignment of electric load graphs of transformer substation 10/0.4 kV. *Lighting Engineering & Power Engineering*. 2019. Vol. 3, no. 56. P. 125–129.
3. Herman R., Gaunt C. T. A Practical Probabilistic Design Procedure for LV Residential Distribution Systems. *IEEE Transactions on Power Delivery*. 2008, vol. 23, no 4, pp. 2247–2254. doi: 10.1109/TPWRD.2008.919041
4. Hovorov P. P. *Keruvannya rezhymamy rozpodil'nykh elektrychnykh merezh mist na osnovi hnuchkykh system: dys. ... d-ra tekh. nauk: 05.14.02* [Urban electricity distribution network mode management based on flexible systems. Dr. eng. sci. diss.]. Lviv, 2001. 457 p.
5. Ziegler F., Seim S., Verwiebe P., Müller-Kirchenbauer J. A Probabilistic Modelling Approach for Residential Load Profiles. *Energie und Ressourcen*. pp. 1–28. doi: 10.5281/zenodo.3689339
6. Fedorov A. A. *Osnovy elektrosnabzheniya promyshlennykh predpriyatiy* [Basics of power supply for industrial enterprises]. Moscow, Energy Publ., 1972. 312 p.
7. Sarantakos I., Greenwood D. M., Zografou-Barredo N-M., Vahidinasab V., Taylor P. C.. A probabilistic method to quantify the capacity value of load transfer. *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*. 2020, vol. 123, pp. 1–12.
8. Kramer G. *Matematicheskie metody statistiki* [Mathematical methods of statistics]. Moscow, Mir Publ., 1975. 648 p.
9. Kolomiyets' S. V. *Teoriya vypadkovykh protsesiv* [Random process theory]. Sumy, SHEI "Ukrainian Academy of Banking" Publ., 2011. 80 p.
10. Bilak N. V., Sklyar O. O. Aproxymatyvno-spektral'nyy analiz vypadkovoho protsesu. *Problemy informatyzatsiyi ta upravlinnya* [Approximative-spectral analysis of a random process]. Problems of Informatization and Management. 2015, vol. 2, no. 50, pp. 26–31.
11. Veprik Yu. N. Kompleksnoe modelirovanie elektricheskikh sistem v statsionarnykh rezhimakh [Integrated modelling of electrical systems in steady-state conditions]. *Bulletin of the Kharkiv State Polytechnic University*. 2000, no. 112, pp. 22–27.
12. Zhezhelenko I. V., Saenko Yu. L., Stepanov V. P. *Metody veroyatnostnogo modelirovaniya v raschetakh kharakteristik elektricheskikh nagruzok potrebiteley* [Probabilistic modelling techniques in calculating the characteristics of electrical loads of consumers]. Moscow, Energoatomizdat Publ., 1990. 128 p.
13. Shcherbak I. Mathematical model of consumer regulators management for alignment of electric load graphs of transformer substation 10/0.4 kV. *Lighting Engineering & Power Engineering*. 2019, vol. 3, no. 56, pp. 125–129.

#### References (transliterated)

1. Gamazin S. I., Kudrin B. I., Tsyruk S. A. *Spravochnik po energosnabzheniyu i elektrooborudovaniyu promyshlennykh predpriyatiy i obshchestvennykh zdaniy* [Guide to power supply and electrical equipment for industrial enterprises and public buildings]. Moscow, MPEI Publ., 2010.
2. R. E. Walpole, R. H. Myers, S. L. Myers, K. Ye *Probability & Statistics for Engineers & Scientists*. Boston, Prentice Hall, 2012. 813 p.

Надійшло (received) 18.01.2021

#### Відомості про авторів / Сведения об авторах / About the Authors

**Щербак Ірина Євгенівна (Щербак Ирина Евгеньевна, Shcherbak Iryna)** – кандидат технічних наук, асистент кафедри систем електропостачання та електроспоживання міст Харківського національного університету міського господарства імені О. М. Бекетова; м. Харків, Україна; ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-1211-4665>; e-mail: [ie.shcherbak@gmail.com](mailto:ie.shcherbak@gmail.com).

**Ковальова Юлія Вікторівна (Ковалева Юлия Викторовна, Kovalova Yuliia)** – кандидат технічних наук, доцент, доцент кафедри систем електропостачання та електроспоживання міст Харківського національного університету міського господарства імені О. М. Бекетова; м. Харків, Україна; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2931-9176>, e-mail: [kovalova.jv@gmail.com](mailto:kovalova.jv@gmail.com).

**Коробка Володимир Олександрович (Коробка Владимир Александрович, Korobka Volodymyr)** – старший викладач кафедри систем електропостачання та електроспоживання міст Харківського національного університету міського господарства імені О. М. Бекетова; м. Харків, Україна; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1398-8084>; e-mail: [korobkat62@ukr.net](mailto:korobkat62@ukr.net).