

УДК 621.311

ОЦІНКА ВИПАДКОВИХ ВЛАСТИВОСТЕЙ РІВНІВ СПОЖИВАННЯ ЕЛЕКТРОЕНЕРГІЇ

О.В.Лисенко, канд. техн. наук.,

Таврійський державний агротехнологічний ун-т,

м.Мелітополь, просп. Б. Хмельницького, 18, тел.: +38(0619)420618. Факс: +38(0619)422411, E-mail: office@tsatu.edu.ua.

Впровадження відновлюваних джерел енергії потребує врахування можливостей енергосистеми щодо зростання випадкової складової енергобалансу, оскільки споживання електричної енергії значною мірою є випадковим процесом. Дослідження стохастичних характеристик базується на використанні фактичних даних про роботу енергосистем різного рівня, статистичних методів їх обробки, та оцінці параметрів, які можуть впливати на рівень впливу змінного характеру виробництва та споживання електроенергії. Бібл. 10, табл. 6, рис. 4.

Ключові слова: споживання електроенергії, відновлювані джерела енергії, статистичні методи, математична модель.

ESTIMATION OF RANDOM PROPERTIES OF ELECTRICITY CONSUMPTION LEVELS

Lysenko O., candidate of science,

Tavria State Agrotechnological University,

Melitopol, B.Khmel'nitsky str., 18, Tel: +38(0619)420618. fax: +38(0619)422411, E-mail: office@tsatu.edu.ua.

Renewable energy sources implementation requires consideration of the power system's ability to increase the random component of the energy balance, because electricity consumption is largely an accidental process. The stochastic characteristics study are based on the actual data use of the various power systems operation, their statistical processing, and the parameters evaluation that may affect the level of variable production influence and electricity consumption. References 10, tabl. 6, fig. 4.

Key words: electricity consumption, renewable energy, statistical methods, mathematical model.



Лисенко О.В.

Lysenko O.V.

Сведения об авторе: Доцент кафедры Энергетики и автоматизации Таврического государственного агротехнологического университета, доцент, кандидат технических наук.

Образование: Таврическая государственная агротехническая академия, энергетический факультет.

Область научных интересов: электро-снабжение, возобновляемая энергетика.

Публикации: 40, в т.ч. 4 патента.

ORCID: 0000-0001-7085-7796

Author information: Associate Professor, Department of Energy and Automation Tavria State Agrotechnological University, Associate Professor, Candidate of Technical Sciences.

Education: Tavria State Agrotechnical Academy, Energy.

Main research interests: power supply, renewable energy.

Publications: 40, including 4 patents.

ORCID: 0000-0001-7085-7796

Перелік використаних позначень

ВДЕ – відновлювані джерела енергії;

ВЕС – вітрова електростанція;

Н.п. – населений пункт;

ПС – підстанція;

СЕС – сонячна електростанція;

СКВ, σ – середньоквадратичне відхилення;

M – символ математичного сподівання;

C_v – коефіцієнт варіації;

e – нормована похибка;

ρ – коефіцієнт кореляції;

ε – стандартна нормальна випадкова величина;

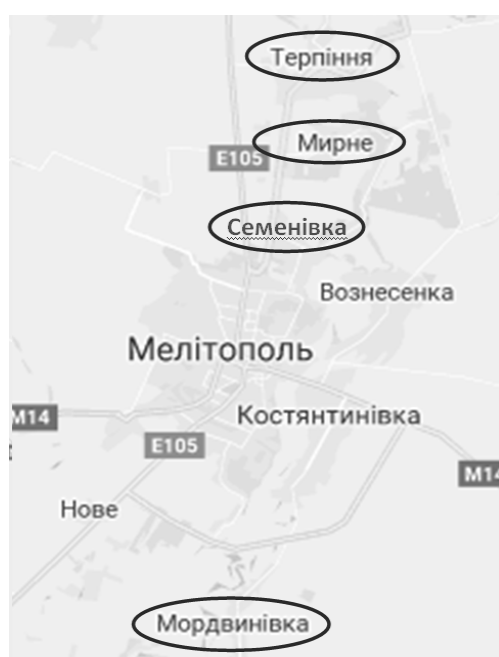
t – незалежний параметр часового ряду.

Вступ. Впровадження відновлюваних джерел енергії (ВДЕ) та їх інтегрування до енергосистеми різних рівнів супроводжується потребами в додатковому узгодженні режимів генерування та споживання електроенергії. Надходження таких видів енергії, як вітрова та сонячна, суттєво залежить від погодних факторів і є по суті некерованим процесом (можна лише обмежити робочу потужність встановленого обладнання). Разом з тим споживання також містить елементи випадковості, особливо коли мова йде про велику кількість однакових чи різнотипних споживачів [1]. Отже, при значному рівні впровадження ВДЕ може загостритися проблема забезпечення енергетичного балансу. Мова йде про використання вітрової та сонячної енергії для живлення окремих груп споживачів (населених пунктів, груп населених пунктів, місцевих підприємств), енергосистем різного рівня. Зокрема, для південного регіону (території Запорізької обл.) виконано ряд досліджень щодо режимів надходження вітрової та сонячної енергії [2–4]. Для виявлення можливостей узгодження генерації енергії ВДЕ зі споживанням потрібні аналогічні дослідження графіків навантаження споживачів.

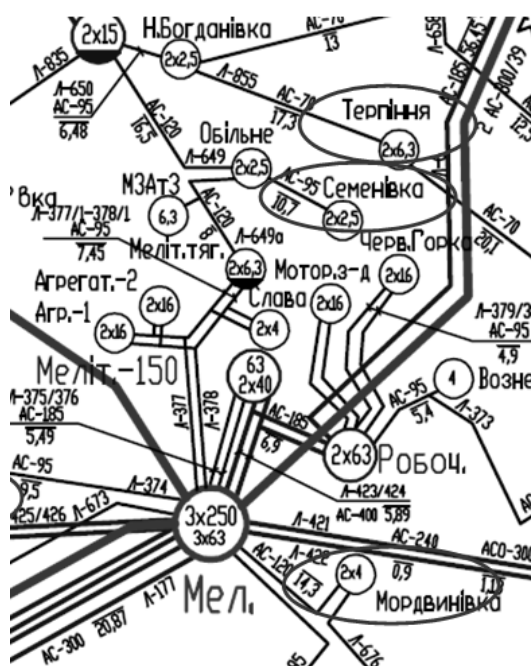
Початкові дані. Аналіз випадкових складо-

вих графіків навантаження споживачів електроенергії виконано на прикладі даних за 2015–2016 роки для кількох населених пунктів та місцевих підприємств Мелітопольського району Запорізької області. Вибір даного району пов'язаний із наявністю даних за цей же час щодо швидкості вітру (Ботіївська ВЕС) та рівня сонячної радіації (Токмацька СЕС). Надалі вважається, що дані метеофактори є властивими для означеного регіону, а для врахування сезонних особливостей до розгляду взято або повний набір річних даних, або характерні місяці року – січень, квітень, липень та жовтень. Використані дані містять інформацію про потужність споживання електроенергії з 30-хвилинним часовим інтервалом.

Населені пункти, інформація щодо яких взято до розгляду – с. Мордвинівка (дві точки приєднання) та с. Терпіння (також дві точки приєднання). Додатково взято обмежений обсяг даних по с. Семенівка, а також виробниче споживання заводу з виробництва води (с. Мирне) та птахофабрики (с. Новоолексіївка). Дані населені пункти розташовані поблизу м. Мелітополя (рис. 1а) та мають самостійні точки приєднання до електромереж (рис. 1б).



а)



б)

Рис. 1. Географічне розташування населених пунктів (а) та карта-схема електричних мереж (б).

Fig. 1. Geographical location of settlements (a) and map-scheme of electric networks (b).

Простий розгляд даних щодо споживання електричної енергії свідчить, що у рівнях споживаної потужності простежуються певні закономірності, проте присутня і цілком випадкова складова у вигляді хаотичних відхилень від загального тренду. Так, на рис. 2 зображено осереднені за місяць показники потужності споживання електроенергії та їх середньоквадратичні відхилення впродовж доби. Очевидно, процес

споживання не виглядає детермінованим. Для оцінки випадкових складових процесу потрібно дослідити їх властивості статистичними методами. Першим кроком має бути впорядкування початкових даних, які є предметом дослідження. Дані про рівень споживання звичайно представлені як послідовність значень потужності (звичайно в кВт або МВт), отриманих осередненням по певному часовому інтервалу.

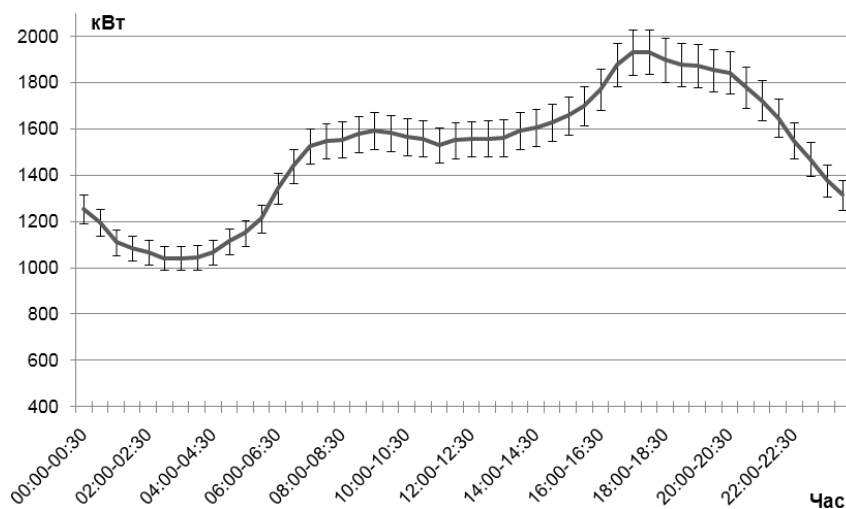


Рис. 2. Приклад добового ходу споживання електроенергії

Fig. 2. An example of the daily flow of electricity consumption by the settlement

Доступні статистичні дані частіше оперують інтервалами у 30 хвилин або 1 годину (напр. [5]). Таке представлення можна вважати дискретним процесом. Послідовне розташування цих даних утворює випадкову послідовність або часовий ряд. Разом з тим процес споживання електроенергії є неперервним і строго має бути описаний випадковою функцією. Тоді кожен набір конкретних даних можна вважати випадковою вибіркою, а його числові параметри – вибірковою оцінкою [6].

Проблемні питання та задачі. Головні статистичні характеристики, важливі для вивчення властивостей випадкового процесу: середні значення, дисперсії, щільність імовірності, коваріаційні функції (кореляції), спектральні щільності [7]. Якщо мова йде про два випадкові процеси – споживання електроенергії та її генерування відновлюваними джерелами – то можуть розглядатися сумісні щільності розподілу та взаємні коваріації (кореляційні функції). Функції

щільності розподілу потрібні, зокрема, для перевірки нормальності розподілу, аналізу екстремальних значень. Перевірка нормальності розподілу можлива також параметричними методами (наприклад, по критеріях відповідності показників асиметрії та ексцесу), чи непараметричними (критерії серій, інверсій тощо).

Особливістю споживання електроенергії є наявність періодичної складової в загальному тренді. Так, очевидними є добові періоди коливань рівня споживання, а також сезонність упродовж року. Отже аналіз процесу має включати виділення періодичної складової, а початкові дані можуть бути агреговані як набори добових значень, об'єднаних у групи за певними ознаками (наприклад, посезонно чи помісячно, чи навіть у складі кількох днів). Тоді дослідження характеристик процесу можуть стосуватися окремої реалізації процесу (не менше доби) чи групи реалізацій.

Важливою характеристикою є темп зміни процесу; це може бути миттєва швидкість як по-

хідна неперервної випадкової функції чи одиничний стрибок (різниця між сусідніми значеннями) для дискретної випадкової послідовності. Знання розподілу швидкості зміни як випадкової величини потрібне зокрема для визначення частоти перетину осередненого значення (трендової кривої) [7], тобто ступеня мінливості процесу. Крім того, цей показник важливий для аналізу стійкості роботи енергосистеми, вибору резервних та акумулюючих підсистем тощо [4]. При цьому процес споживання фактично буде ступінчастою функцією, кроки якої визначаються одиничною потужністю обладнання, що вмикається/вимикається. В такому представленні набір послідовних даних буде дискретним ланцюгом (послідовністю випадкових величин) з практично зліченною множиною значень. За рядом ознак він є подібним до ланцюга Маркова, однак наявність марківської та інших властивостей потребує окремого дослідження в кожному конкретному випадку, зважаючи на наявність невідповідних впливів. При великій кількості різноманітних споживачів та коротких інтервалах дискретизації процес може вважатися неперервним по часу і моделюватися випадковою функцією. Похідна такої функції, з огляду на випадкову природу часу та висоти стрибків потужності, може визначатися як середньоквадратична похідна, у випадку достатньої гладкості трендової та кореляційної функцій [8].

Агрегування даних по часових інтервалах є усередненням, однак при цьому є ризик "маскування" швидких змін або високочастотних складових, тривалість яких менша від інтервалу усереднення. Щоб дискретна реалізація містила всі зміни, що є у неперервному процесі, на кожен цикл коливань повинно припадати щонайменше два виміри, тобто гранична частота $f_c = 1/2\Delta t$, де Δt – елементарний часовий інтервал. Якщо T – загальна тривалість часового інтервалу, на якому визначено випадковий процес, а B – максимальна частота змін, то необхідна кількість дискретних значень може бути розрахована за формулою: $N = 2BT$ [7], а тривалість часового інтервалу усереднення $\Delta t = T/N$. Оцінку частоти змін можна отримати, розрахувавши кількість перетинів значеннями процесу осі абсцис (тобто нульових

значень для центрованого процесу), які дорівнюють подвоєній кількості умовних коливань. За аналогічним показником можна оцінити стаціонарність процесу, наприклад, застосувавши метод серій. Якщо вдається отримати оцінки похідної $x'(t)$ від процесу $x(t)$, то математичне сподівання кількості нульових значень (за умови гаусових стаціонарних процесів) становитиме:

$$\bar{N}_0 = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\sigma_{x'}}{\sigma_x} \right),$$

де σ – відповідне середньоквадра-

тичне відхилення. Для функції, заданої дискретно, оцінкою похідної можна вважати зміну значень за одиничний інтервал часу (у випадку споживання електроенергії це елементарні стрибки потужності). Розрахунок кількості нулів базується на визначенні часу, протягом якого значення процесу можуть досягти амплітудної величини, та порівнянні його з тривалістю процесу.

На практиці дискретність фіксації даних визначається технічними можливостями обладнання та нормативами, які не враховують потреби математичного моделювання. Тому можливості статистичної оцінки процесу обмежені і залежать від якості доступних початкових даних.

Оцінки параметрів випадкового процесу, зокрема математичного сподівання та дисперсії, також залежать від наявних даних, тобто від випадкової вибірки значень. Статистичною похибкою оцінки вважається відмінність розрахованого за даною вибіркою параметра від його точного значення для генеральної сукупності. Якщо T – тривалість досліджуваного часового інтервалу, тобто довжина випадкової вибірки, то генеральною сукупністю можна вважати настільки тривалий процес, при якому будуть проявлені всі його властивості (вочевидь, це мають бути декілька років з різними економічними, соціальними, кліматичними та іншими факторами, що впливають на режим споживання електроенергії). Насправді процес споживання не може бути стаціонарним на таких тривалих часових інтервалах, тому за точні властивості можна прийняти осереднені помісячно дані кількох недавніх років, тенденції яких можна вважати показовими. Очевидно, за таких умов необхідний розмір випадкової вибірки можна оцінити за до-

пустимою статистичною похибкою. Звичайно оцінюють математичне сподівання та дисперсію похибок. Так, якщо позначити: s – шуканий параметр; s^* – його оцінка; M – символ математичного сподівання, то нормована похибка оцінки становитиме:

$$\varepsilon = \frac{\sqrt{M[(\hat{\xi}^* - s)^2]}}{s}.$$

Якщо похибка незначна і її розподіл близький до нормального, то можна вважати, що $s^*(1 - 2\varepsilon) \leq s \leq s^*(1 + 2\varepsilon)$ з довірчою імовірністю 95%. Мінімумально необхідна довжина вибірки для оцінки середнього значення процесу $x(t)$ може бути розрахована за формулою:

$$T_r = \frac{1}{2B\varepsilon^2} \left(\frac{\sigma_x}{M(x)} \right)^2,$$

а для оцінки дисперсії: $T_r = \frac{1}{B\varepsilon^2}$, де σ_x – середньоквадратичне відхилення $x(t)$ [8]. Отже, задаючись величиною ε допустимої похибки обраного параметра, можемо визначити потрібну довжину вибіркової реалізації T_r . Аналогічним чином замість довжини реалізації можна визначити необхідну кількість часових інтервалів усереднення даних: для оцінки математичного сподівання:

$$N = \frac{1}{\varepsilon^2} \left(\frac{\sigma_x}{M(x)} \right)^2,$$

для дисперсії: $N = \frac{2}{\varepsilon^2}$. Можна також зазначити, що при оцінці середньоквадратичного значення похибка буде приблизно вдвічі меншою (при достатньо малих значеннях похибок), а отже мінімумально необхідна довжина реалізації та відповідна кількість інтервалів осереднення – в чотири рази меншими (враховуючи, що у формули для їх визначення входить квадрат похибки). Замість числового параметра $N = 2BT_r$, можна використовувати аналогічний показник $n = 2B_e T_r$, де B_e – розділова здатність вимірів при оцінці частоти коливань. Однак у даному випадку частота вимірів (отже, і розділова здатність) визначаються доступними даними статистики, тому регулювати похибку оцінки можна тільки довжиною вибірки.

Сказане вище стосується окремої реалізації випадкового процесу. Якщо досліджується ансамбль реалізацій (наприклад, група добових даних), має бути досліджена їх корельованість.

Перевіряється також еквівалентність статистичних характеристик та дисперсія оцінок. Еквівалентні некорельовані реалізації при потребі можуть бути об'єднані у статистично еквівалентні процеси. Тоді мінімумально необхідна довжина вибірки визначатиметься кількістю реалізацій. У даній роботі, з урахуванням сезонних змін, прийнято вважати місячний термін достатньо стаціонарним у сенсі статистичних характеристик, а для розрахунку окремих параметрів буває достатньо використовувати кілька добових записів (за умови їх некорельованості).

Результати. Для побудови математичної моделі навантажень на електроенергетичну систему виконаємо статистичний аналіз показників з метою визначення імовірних кореляційних залежностей, для чого виділимо окремі складові наборів даних. Для вказаних вище припущень щодо випадкового характеру режиму споживання природним виглядатиме наступне представлення функції миттєвої потужності $P(t)$, розглянуте зокрема в роботах [9, 10]:

$$P(t) = \omega(t) + \sigma \cdot \varepsilon + U(t), \quad (1)$$

або

$$P^{(i)}(t) = \omega^{(i)}(t) + \sum_{j=1}^n \sigma_{ij} \varepsilon_j + U^{(i)}(t) \quad (2)$$

(для групи споживачів),

де $\omega(t)$ – осереднена крива, що імітує традиційну зміну впродовж доби; σ – стандартне відхилення середньодобових значень; ε – стандартна нормально розподілена випадкова величина; $U(t)$ – випадковий процес, що стосується відхилень поточної потужності від середньої в момент часу t .

Параметри σ_{ij} у системі рівнянь (2) визначаються з урахуванням часткової кореляції окремих потужностей. Дана модель базується на припущенні, що середньодобові значення можуть частково корелювати, тоді як миттєві флуктуації $U(t)$ є незалежними. Ця теза ґрунтується зокрема на дослідженні кореляційних залежностей (табл. 1, 2). В табл. 1 нижче головної діагоналі наведено осереднені кореляції повного набору даних для характерних місяців, вище діагоналі – кореляції середньодобових значень.

Таблиця 1. Кореляція повної / середньодобової потужності

Table 1. Correlation of full \ daily average power

Підстанція	Терп. Т1	Терп. Т2	Морд. Т1	Морд. Т2
Терпіння Т1	1	0,41	0,35	0,45
Терпіння Т2	0,79	1	0,82	0,44
Мордвинівка Т1	0,80	0,90	1	0,77
Мордвинівка Т2	0,76	0,76	0,92	1

Як бачимо, загальна висока кореляція (табл.1) свідчить про типовий режим споживання електроенергії населенням впродовж доби (рис.2), при цьому середньодобові значення можуть мати помітні відмінності (меншу кореляцію). В табл. 2 для порівняння наведено кореляції 30-хвилинних відхилень від середньодобового значення (флуктуацій потужності).

Таблиця 2. Кореляція відхилень від середньої потужності

Table 2. Correction of deviations from average power

Підстанція	Терп. Т1	Терп. Т2	Морд. Т1	Морд. Т2
Терпіння Т1	1	0,23	0,19	0,19
Терпіння Т2	0,23	1	0,40	0,22
Мордвинівка Т1	0,19	0,40	1	0,42
Мордвинівка Т2	0,19	0,22	0,42	1

Короткотермінові зміни (табл. 2) мають, як правило, статистично незначиму кореляцію (деякі місяці мали нульові і навіть від'ємні значення). Отже запропоновану модель випадкового процесу можна вважати обґрунтованою.

Розглянемо вплив групування потужностей окремих споживачів на показники розсіювання.

Числові значення показників розсіювання потужностей на окремих підстанціях (ПС) та при синхронному складанні показів окремих ПС наведено в табл. 3. Середньоквадратичне відхилення (СКВ) характеризує варіативність відносно середнього місячного значення в даний час доби, тобто показники ансамблю реалізацій. При складанні показів кількох ПС середня потужність дорівнює сумі окремих потужностей, натомість СКВ залежить також від корельованості цих показів. Для суми незалежних процесів теоретичне значення СКВ дорівнює кореню з суми дисперсій; відхилення фактичних значень від теоретичних може свідчити про наявність та знак кореляції. Приведені показники варіативності (коефіцієнт варіації C_v – це відношення СКВ до математичного сподівання) свідчать, що фактичний коефіцієнт варіації дещо менший від теоретичного, тобто має місце деяке згладжування флуктуацій при складанні споживаної потужності декількох населених пунктів.

При моделюванні режимів споживання енергії важливим показником є характер розподілу значень потужності як випадкової величини. Формули (1), (2) передбачають нормальність розподілу середньодобових показників порівняно з середньомісячним. Дана теза підтверджується для усіх місяців досліджуваного періоду. Абсолютні значення відхилень середньодобових значень (варіативність середньодобових відносно середньомісячного) наведено в таблиці 4. Ці дані відповідають величині σ у формулі (1).

Таблиця 3. Коефіцієнт варіації C_v для добового ходуTable 3. The coefficient of variation C_v for the daily flow

Н.п.	ПС	листопад	січень	квітень	липень	середнє	теор.
Мордвинівка	Т1	0,054	0,085	0,077	0,096	0,078	
	Т2	0,114	0,078	0,102	0,095	0,097	
	Т1+Т2	0,076	0,079	0,081	0,089	0,081	0,089
Терпіння	Т1	0,120	0,100	0,126	0,117	0,116	
	Т2	0,061	0,084	0,084	0,063	0,073	
	Т1+Т2	0,085	0,080	0,091	0,084	0,085	0,096
Мордвинівка + Терпіння	$\Sigma_4 T_i$	0,069	0,076	0,072	0,075	0,073	0,078

Таблиця 4. Міждобове СКВ, кВт

Table 4. Intervals standard deviation, kW

Н.п.	ПС	листопад	січень	квітень	липень	жовтень	середнє	C_v
Мордвинівка	T1	34	83	42	57	81	59	0,073
	T2	93	68	62	55	–	69	0,079
	T1+T2	116	149	96	109	–	117	0,070
Терпіння	T1	148	146	127	119	196	147	0,093
	T2	48	88	50	46	94	65	0,068
	T1+T2	174	200	148	142	261	185	0,073
Мордвинівка + Терпіння	ΣT_i	256	328	210	227	320*	268	0,067

*Без урахування Мордвинівки T2

Отже, при складанні середньодобових значень, як і для осереднених по певній порі доби (табл. 3), варіативність потужності дещо зменшується.

Для поточних флуктуацій потужності $U(t)$ за одиничний інтервал часу (стрибків потужності) як випадкової величини характерний розподіл, що може досить точно моделюватися нормальним (деякі приклади наведено на рис. 3). Щоправда, для літніх місяців властива деяка негативна асиметрія, тобто переважання амплітуди від'ємних відхилень (рис. 3б).

Отримані результати стосуються населених пунктів, у яких рівень споживання формується значною кількістю незалежних користувачів

електричної енергії. Для порівняння розглянемо також характер споживання енергії господарюючими суб'єктами типу малих підприємств. Для прикладу розглянуто птахофабрику (с. Новоолексіївка) та завод з виробництва питної води (с. Мирне). Наявні статистичні дані стосуються теплого сезону (травень-жовтень 2016). Параметри варіативності споживання наведено в табл. 5. При цьому дані щодо птахофабрики досить стабільні для всього місяця, а щодо заводу спостерігаються дні з відсутнім завантаженням потужностей, тому в таблиці наведено окремо дані повного місяця та днів, коли завод працював.

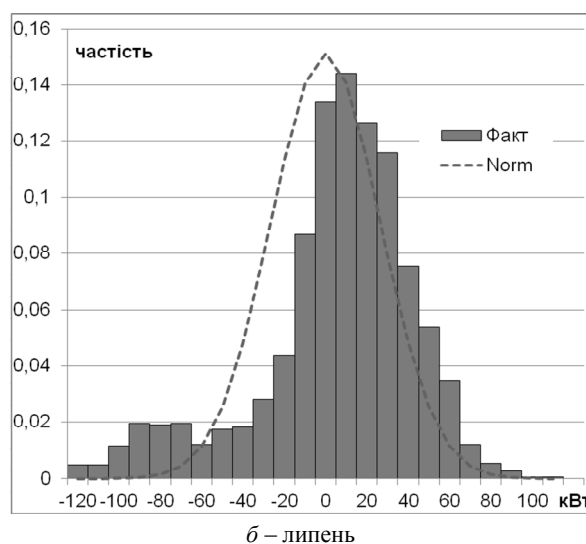
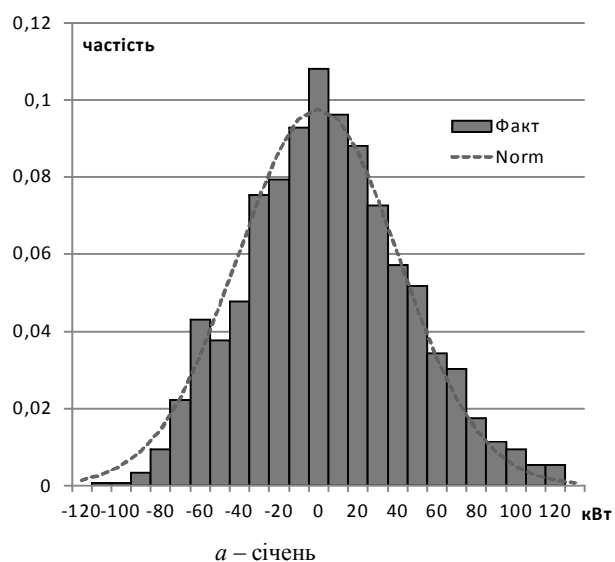


Рис. 3. Приклади розподілу 30-хвилинних відносних змін потужності споживання.

Fig. 3. Examples of distribution of 30-minute relative changes in power consumption.

Таблиця 5. СКВ (кВт) та коефіцієнти варіації середньодобових значень

Table 5. Standard deviations (kW) and coefficients of variation of average daily values

Підприємство		травень	червень	липень	серпень	вересень	жовтень	середнє
Птахо-фабрика	СКВ	23	44	54	40	33	36	38
	C_v	0,05	0,10	0,10	0,08	0,07	0,07	0,08
Завод, всього	СКВ	140	135	81	128	122	143	125
	C_v	0,54	0,44	0,19	0,35	0,54	0,99	0,51
Завод, роб. дні	СКВ	46	74	25	51	60	43	50
	C_v	0,13	0,20	0,05	0,12	0,19	0,14	0,14

Коефіцієнт варіації знаходиться на рівні 0,1 для птахофабрики, як і для населених пунктів (див. табл. 4). Для заводу варіація дещо вища, але там значна відмінність між окремими днями, що свідчить більше про неритмічність виробничого процесу, аніж про поточні флуктуації усталеного режиму. Птахофабрика, де виробничий цикл потребує постійної роботи обладнання, має стабільні показники споживання протягом робочого часу (рис. 4а); зміщуються лише максимуми відповідно до зміни пір року. Натомість існує значна різниця в режимах роботи заводу для окремих днів та навіть протягом доби (рис. 4б).

Для споживання птахофабрики характерне як зміщення екстремумів споживання енергії відповідно до довжини світлового дня, так і абсолютні величини споживання (очевидно, вплив навколишньої температури). Це характерно для тваринництва взагалі.

Для виробництва, не пов'язаного з тваринництвом, режим споживання має близькі параметри для окремих днів з повним заванта-

женням, проте зростає загальна нерівномірність протягом місяця, коли виробничі процеси можуть перериватися довільно, частіше з прив'язкою до вихідних. Що стосується населення, там рівень споживання електроенергії не має вираженої залежності від днів тижня.

Розглядаючи незалежність (чи слабку кореляцію) випадкових процесів, що описують поточні флуктуації навантаження, логічно припустити їх статистичну незалежність від аналогічних флуктуацій вітрової та сонячної енергії. Для прикладу розглянемо синхронне порівняння рівнів споживання енергії та поточної потужності умовних ВЕС та СЕС, розташованих у цьому регіоні. В таблиці 6 наведено коефіцієнти кореляції однієї та кількох точок споживання з відповідними по часу значеннями потужності ВЕС, СЕС і їх паритетної комбінації. Розраховано кореляції як повних масивів даних, так і окремо їх середньодобових значень. Крім того, потужність СЕС врахована як цілодобово, так і лише для денних годин.

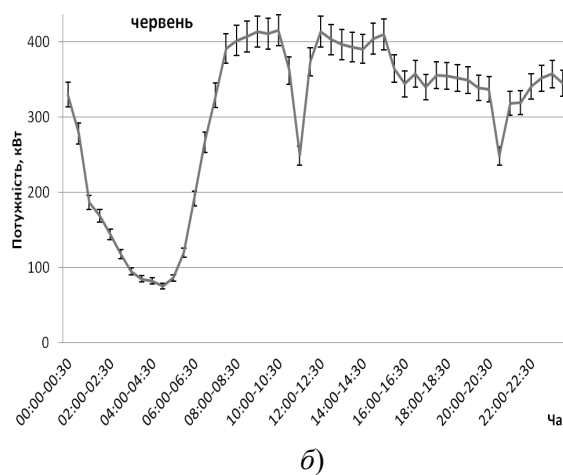
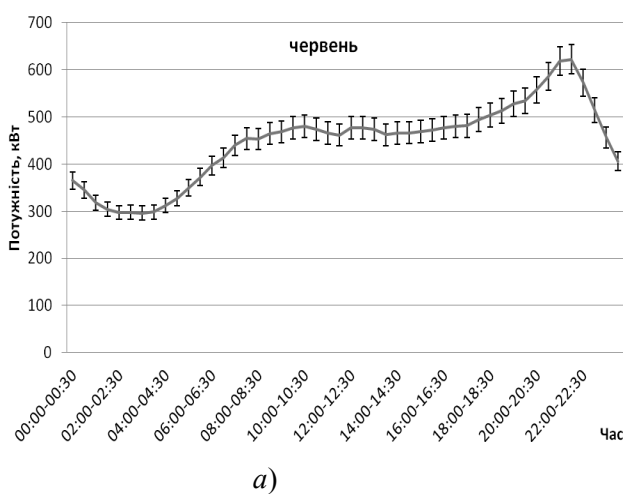


Рис. 4. Приклади добового ходу споживання електроенергії: а – птахофабрика; б – завод.

Fig. 4. Examples of daily electricity consumption (June): (a - poultry factory, b - a plant)

Таблиця 6. Кореляція споживання та генерації ВДЕ

Table 6. Correlation of electricity consumption and generation by RES

ВДЕ \ споживач	Мордвинівка Т1				Морд. Т1, Т2+Терп. Т1, Т2			
	січень	квітень	липень	жовтень	січень	квітень	липень	жовтень
ВЕС повністю	-0,06	0,03	-0,07	0,23	-0,07	-0,01	-0,08	0,22
ВЕС середньодобове	-0,15	0,09	0,07	0,68	-0,16	-0,07	0,02	0,55
ВЕС+СЕС	0,02	0,11	0,18	0,22	0,01	0,12	0,25	0,26
ВЕС+СЕС середньодобове	-0,13	0,17	0,09	0,65	-0,14	-0,02	0,04	0,55
СЕС повністю	0,17	0,14	0,30	0,02	0,16	0,21	0,41	0,12
СЕС середньодобове	0,15	0,36	0,06	-0,13	0,11	0,25	0,08	0,01
СЕС у денний час	0,07	-0,19	0,18	-0,32	-0,05	-0,13	0,33	-0,24

Як видно з таблиці 6, показники одиничної ПС та їх групи досить близькі. У жовтні спостерігалася висока кореляція середньодобових значень потужностей ВЕС та споживання. Оскільки нас цікавить випадкова складова потужностей, перевіримо кореляцію поточних флуктуацій для цього місяця. Отримаємо для ВЕС: -0,01; ВЕС+СЕС: 0,10; лише СЕС: 0,14; СЕС в денні години: -0,40. Для сонця очікувано є деяка від'ємна кореляція у денні години, хоча всі залежності є статистично малозначимими. На цій підставі можна зробити висновок про незалежність споживання енергії та її надходження від ВДЕ як випадкових процесів. Цей факт є істотним при моделюванні результуючих балансів енергії.

Висновки. Статистичні дані щодо рівнів споживання електричної енергії та певних метеорологічних факторів дозволяють зробити попередні висновки щодо стохастичної природи цих процесів. Зокрема, з графіків навантажень можна виокремити як характерні для всіх споживачів параметри, так і випадкові складові, які мають ознаки слабкої залежності або повністю некорельовані. Це ж стосується порівняння з випадковими коливаннями поточних значень вітрової та сонячної енергії. Дані властивості дозволяють виконати декомпозицію складових енергетичного балансу, встановити стаціонарність стохастичних процесів, побудувати відповідні математичні моделі та визначити доцільні рівні використання відновлюваної енергетики при різних варіантах їх інтегрування до енергосистем. Оскільки це стосується вибіркової оцінки параметрів стохастичності, існує потреба

розширити перелік об'єктів дослідження та часових інтервалів з визначенням довірчої точності оцінок. Дослідженню підлягають також властивості випадкових процесів при різних рівнях енергетичної системи – місцевому, регіональному, об'єднаному. Це дасть змогу зважено підходити до впровадження ВДЕ, обґрунтовуючи комплексне застосування та уникаючи небажаних для енергетичної безпеки ситуацій.

1. Кузнецов М.П. Моделирование параметров работы энергосистемы, які носять випадковий характер // Відновлювана енергетика. – 2012. – № 3. – С. 5–9.
2. Кузнецов М.П., Лисенко О.В. Оцінка градієнтів генеруючої потужності вітроенергетичних установок // Науковий вісник Таврійського державного агротехнологічного університету. - Мелітополь: ТДАТУ, 2017. – Вип. 7, Т. 1 – С.3-10.
3. Кузнецов М. П., Лисенко О. В. Оцінка характеристик вітрового режиму півдня України для потреб вітроенергетики // Науковий вісник НУБіП України. Серія: Техніка та енергетика АПК. – 2017. – № 261. – С.195-202.
4. Кузнецов Н. П., Лысенко О. В. Вероятностные аспекты использования возобновляемых источников энергии на пустынных и непригодных для сельского хозяйства территориях // Proceedings of the III International Scientific and Practical Conference "Topical researches of the World Science" (June 28, 2017, Dubai, UAE) – С. 45-51.
5. Єдиний державний веб-портал відкритих даних. [Електронний ресурс] / Режим доступу: <http://data.gov.ua>.
6. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. – 9-е изд. М.: Academia, 2003. – 576 с.
7. Бендат Д., Пирсол А. Прикладной анализ случайных данных. – М.: Мир, 1989. – 540 с.
8. Миллер Б.М., Панков А.Р. Теория случайных процессов в примерах и задачах. – М.: Физматлит, 2002. – 320с.
9. Кузнецов Н.П. Оценка влияния ВЭС на размер резервных мощностей энергосистемы // М.: Альтернативная энергетика и экология. – 2014, № 15. – С.50-54.
10. Кузнецов М.П. Особливості моделювання потужності вітрових електростанцій, розташованих на обмеженій території // Відновлювана енергетика. – 2014, №4. – С.57-61.

ОЦЕНКА СЛУЧАЙНЫХ СВОЙСТВ УРОВНЕЙ ПОТРЕБЛЕНИЯ ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ

О.В.Лысенко, канд. техн. наук.

Таврический государственный агротехнологический ун-т, г.Мелитополь, ул. Б.Хмельницкого, 18.

Телефон: +38(0619)420618. Факс: +38(0619)422411, E-mail: office@tsatu.edu.ua.

Внедрение возобновляемых источников энергии требует учета возможностей энергосистемы по росту случайной составляющей энергобаланса, поскольку потребление электрической энергии в значительной степени является случайным процессом. Исследование стохастических характеристик базируется на использовании фактических данных о работе энергосистем различного уровня, статистических методов их обработки, и оценке параметров, которые могут влиять на уровень влияния переменного характера производства и потребления электроэнергии. Библ. 10, табл. 6, рис. 4.

Ключевые слова: потребление электроэнергии, возобновляемые источники энергии, статистические методы, математическая модель.

REFERENCES

1. Kuznietsov M. Modeling of the parameters of the power system's operation, which are of a random nature // Vidnovluvana energetika. – 2012. – № 3. – P. 5–9. (Ukr.)
2. Kuznietsov M., Lysenko O. Estimation of the generating capacity of wind power plants // Scientific Bulletin of the Tauride State Agrotechnological University. – Melitopol: TSATU, 2017. – Is.7, V.1 – P.3-10. (Ukr.)
3. Kuznietsov M., Lysenko O. Wind regime characteristics estimation of South of Ukraine for the wind energy needs // Scientific Bulletin of NUBiP of Ukraine. Series: Engineering and Power of Agroindustrial Complex. – 2017. – № 261. – С.195-202. (Ukr.)
4. Kuznietsov M., Lysenko O. Probabilistic aspects of the renewable energy sources using on empty and non agricultural territories // Proceedings of the III International Scientific and Practical Conference "Topical researches of the World Science" (June 28, 2017, Dubai, UAE) – С. 45-51. (Rus.)
5. The unified public web portal for open data [Electronic resource] / Access mode: <http://data.gov.ua>.
6. Wentzel E. Theory of Probability. – 9 ad. M.: Academia, 2003. – 576 p. (Rus.)
7. Bendat J., Piersol A. Random data analysis and measurement procedures. – M.: Mir, 1989. – 540 p. (Rus.)
8. Miller B., Pankov A. Theory of random processes in examples and problems. – Moscow: Fizmatlit, 2002. – 320p. (Rus.)
9. Kuznietsov M. Assessing the impact of wind farm on grid reserve capacity size // Alternative energy and ecology. – 2014. – № 15. – P. 50–54. (Rus.)
10. Kuznietsov M. Features of modeling power of wind power plants located on a limited area // Vidnovluvana energetika. – 2014, vol.4. – P.57-61. (Ukr.)

SYNOPSIS

Such energy types using as wind and solar are highly depended on weather factors and are uncontrolled process. Energy consumption also contains accident elements, especially when it comes to a large number of consumers. The ensuring energy

balance problem may be aggravated at a significant level of renewable energy implementation. The analysis of random components in electricity consumption is performed on the recent years data example for several settlements and local enterprises in the southern region. Available statistics data can be considered as a discrete random process. The main process characteristics are: mean values, dispersion, probability density, correlation functions, spectral density. Their statistical estimation needs determining the required size of a random sample of data, permissible discreteness, and other characteristics. The criteria are the permissible error, confidence probability, so on. The study results indicate a noticeable correlation between long-term consumption levels, and a statistically negligible correlation of short-term fluctuations. This enables the independent random components selection, which allow mathematical modeling of these processes using standard methods. The different consumers groups combination reduces the level of their total capacity variation. Current load fluctuations demonstrate statistical independence from similar fluctuations of wind and solar energy. These properties allow the energy balance components decomposition, establish stationary stochastic processes, construct appropriate mathematical models and determine the appropriate renewable energy using levels.

РЕФЕРАТ

Поступление таких видов энергии, как ветровая и солнечная, существенно зависит от погодных факторов и является неуправляемым процессом. Потребление энергии также содержит элементы случайности, особенно когда речь идет о большом количестве потребителей. При значительном уровне внедрения возобновляемой энергетики может обостриться проблема обеспечения энергетического баланса. Анализ случайных составляющих в режимах потребления электрической энергии выполнен на примере данных за последние годы для нескольких населенных пунктов и местных предприятий южного региона. Доступные статистические данные можно считать дискретным случайным процессом. Основные характеристики процесса: средние значения, дисперсии, плотность вероятности, корреляционные функции, спектральные плотности. Их статистическая оценка требует определения необходимого размера случайной выборки данных, допустимой дискретности и других характеристик. Критерием служат допустимая погрешность, доверительная вероятность, и пр. Результаты исследования указывают на заметную корреляцию длительных уровней потребления, и статистически незначимую корреляцию краткосрочных колебаний. Это дает возможность выделить независимые случайные составляющие этих процессов, допускающих математическое моделирование с использованием стандартных методов. Сочетание различных групп потребителей уменьшает уровень вариативности их суммарной мощности. Текущие флуктуации нагрузки демонстрируют статистическую независимость от аналогичных флуктуаций ветровой и солнечной энергии. Данные свойства позволяют выполнить декомпозицию составляющих энергетического баланса, установить стационарность стохастических процессов, построить соответствующие математические модели и определять целесообразные уровни использования возобновляемой энергетики.

Стаття надійшла до редакції 30.03.17

Остаточна версія 21.03.2018