

4. Братанич Т.И., Солонин С.М. Исследование скорости взаимодействия с водородом порошковых композиций TiFe-Ni // Современные проблемы физического материаловедения / Труды ИПМ НАНУ. – Киев-2008. – Вып. 17. – С. 169–174.

5. Скороход В.В., Братанич Т.И. Термодинаміка, структурні механізми та кінетика деструктивного гідрування титано-вмісних інтерметалідів // Фізико-технічні проблеми сучасного матеріалознавства. В 2-х т. – Т.2. – НАН України. – К.: Академперіодика, 2013. – С. 7–32.

УДК 621.311

М.М.Кузнєцов, канд.техн.наук (Інститут відновлюваної енергетики НАН України, Київ)

### Моделювання спільної роботи вітрової та сонячної електростанцій

*Врахування сумарної потужності вітрової та сонячної електростанцій потребує їх опису та математичного моделювання в однакових параметрах з урахуванням випадкової природи енергоносія. Математична модель рівня сонячної радіації враховує такі характеристики, як темп та розмах випадкових коливань, середні та максимально досяжні значення. Визначення імовірних параметрів роботи сонячних електростанцій дозволяє оцінити можливості їх використання спільно з вітровими, для ефективного впровадження відновлюваної енергетики.*

**Ключові слова:** вітроелектростанція, сонячна радіація, математична модель, випадковий процес.

*Учет суммарной мощности ветровой и солнечной электростанций требует их описания и математического моделирования в одинаковых параметрах с учетом случайной природы энергоносителя. Математическая модель солнечной радиации учитывает такие характеристики, как темп и размах случайных колебаний, средние и максимально достижимые значения. Определение возможных параметров работы солнечных электростанций позволяет оценить возможности их использования совместно с ветровыми, для эффективного внедрения возобновляемой энергетики.*

**Ключевые слова:** ветроэлектростанция, солнечная радиация, математическая модель, случайный процесс.

Робота вітрових та сонячних електростанцій, на відміну від інших напрямів відновлюваної енергетики, має безпосередню залежність від погоди. Як швидкість вітру, так і стан хмарності (від якого залежить рівень сонячної радіації) у кожен момент часу можна розглядати як випадкові величини, які можуть бути передбачені з деякою імовірністю. Методи прогнозування, їх точність та доцільний часовий горизонт прогнозу є предметом окремих досліджень. Разом з тим режим роботи цих електростанцій має бути достатньо передбачуваним. Доцільною є розробка математичних моделей поточної потужності вітрових (ВЕС) та сонячних (СЕС) електростанцій, з допомогою яких можна оцінити можливість певних робочих режимів із заданим довірчим рівнем. Бажано, щоб моделі ВЕС та СЕС враховували такі важливі параметри їх роботи, як імовірність критичних рівнів потужності, розмах можливих перепадів потужності в одиницю часу тощо.

Особливої уваги потребують локальні (особливо автономні) енергетичні системи, в яких обмежена чи відсутня можливість компенсувати нестачу електроенергії чи її надлишок. Мінімальна конфігурація автономної системи передбачає наявність вітроелектричної установки чи фотоелектричного модуля для виробництва електроенергії та споживача електричної енергії. Якщо такий споживач має певні технічні обмеження за потужністю, то можливість оптимізації його роботи вимагатиме імовірнісної оцінки часової протяжності різних режимів роботи. Адже ефективність такої системи може бути незначною внаслідок тривалих простоїв чи неповного завантаження як споживача, так і генеруючого обладнання при неналежній кількості вітрової чи сонячної енергії.

**Математична модель миттєвої потужності ВЕС** розглянута, зокрема, в роботах [1, 2]. Для моделювання роботи ВЕС застосовано представ-

лення її миттєвої потужності у вигляді осередненого значення для заданого сезону (трендової кривої), середньодобового значення як випадкової величини та поточних короткотермінових змін як випадкового процесу типу Орнштейна-Уленбека. Отже, функція миттєвої потужності ВЕС у загальному випадку матиме вигляд:

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

де  $\omega(t)$  – осереднена крива, що імітує традиційну зміну впродовж доби;  $\sigma$  – стандартне відхилення середньодобових значень;  $\varepsilon$  – стандартна нормально розподілена випадкова величина;  $U(t)$  – випадковий процес, що стосується коливань потужності ВЕС у момент часу  $t$ . Апроксимоване середнє  $\omega(t)$  та випадковий процес  $U(t)$  визначаються методами, викладеними в роботі [3]. При цьому осереднена крива може не мати вираженого добового ходу і вважатися константою. Нормальність розподілу в моделі забезпечується, наприклад, логарифмуванням розрахункової потужності.

Моделювання безпосередньо потужності ВЕС дозволяє одразу врахувати особливості роботи вітростанцій. Однак при перспективному аналізі конкретний тип вітроустановок і відповідно їх енергетичні характеристики можуть бути оцінені лише приблизно, або визначатися вже за результатами аналізу. За таких умов доцільно моделювати швидкість вітру, наслідуючи характерні особливості її ймовірнісної поведінки у визначених регіонах. При цьому можливе застосування того ж математичного підходу, що й при моделюванні потужності. Щоправда, розподіл вітру в загальному випадку не є нормальним, хоча в певному околі (при значних швидкостях вітру) наближається до нього. Загальноновживаним для швидкості вітру є використання розподілу Вейбула.

Моделювання швидкості вітру здійснюється за такими показниками, як середні значення (математичні сподівання), дисперсії, допустимі зміни за одиницю часу, характер розподілу імовірності певних значень. При цьому до уваги беруться дані з різним часом усереднення – помісячні, середньодобові, поточні (фіксовані з інтервалом у декілька хвилин). Застосуємо аналогічний підхід до моделювання сонячної радіації.

**Характер випадкових коливань сонячної радіації**, спричинених змінною хмарністю, досліджувався рядом авторів, однак усталеного висновку щодо розподілу імовірності нема. Так, у роботі [4] стверджується, що розподіл імовірності рівня сонячної радіації відрізняється від нормального. Досліджуючи погодинні дані за 14 років (регіон Західної Африки), автори перевіряли на придатність такі розподіли, як експоненційний, Вейбула, логнормальний, геометричний, гамма- та бета-розподіли. Вимірювалося пряме та розсіяне випромінювання. За рівнем середньоквадратичної похибки, яку дає застосування вказаних розподілів порівняно з фактичними даними, в різні місяці кращі результати забезпечували різні розподіли, проте помітної переваги жоден із них не отримав. При цьому мінливість рівня радіації упродовж доби в режимі реального часу не перевірялася. Рівень відхилень від середнього значення, характерний для певної години дня, досліджено в роботі [5]. Використано дані, зібрані в тропічній зоні протягом року. Застосовано багатовимірний розподіл Діріхле, в якому координати випадкового вектора – це значення рівня радіації у певний час дня. Вимірюваний інтервал часу складається з фрагментів однакової довжини (30 хв), для яких визначався свій рівень радіації. Ці значення вважаються незалежними випадковими величинами з гамма-розподілом їх імовірності. Параметри розподілу визначаються для кожного часового фрагменту, і відповідно до цих параметрів пропонується класифікація днів за рівнем радіації (тобто за рівнем хмарності для нормалізованих значень радіації). Послідовна зміна значень радіації протягом дня при цьому не визначена. Зазначено, що послідовність днів певного класу протягом року схожа на дискретний ланцюг Маркова, тобто рівень хмарності не залежить від погоди попередніх днів.

Перевіримо справедливість тези, що рівні радіації в певні години дня також є незалежними випадковими величинами. Для аналізу використано дані про рівень сонячної радіації в районі Києва за декілька років [6]. Розглянемо значення освітленості протягом одного дня (світлої пори), зафіксовані з інтервалом 30 хв, та порівняємо з осередненими для даного сезону. Відхилення по-

точних даних від осередненої кривої (штрихова лінія на рис. 1) мають вигляд випадкових величин, для яких математичне сподівання близьке до нуля або має певне скінченне значення. Як свідчить аналіз наявних даних, характер сонячної радіації має деяку стабільність протягом дня – її рівень відрізняється від осереднених значень у певному околі значень, що відповідають загальній характеристиці хмарності. Наприклад: сонячний день, легка хмарність, помірно хмарний, сильно захмарений тощо.

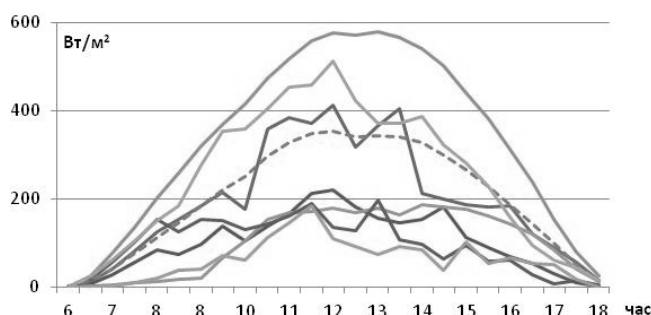


Рис. 1. Типовий характер коливань рівня радіації (березень, інтервал 30 хв).

Якщо розглядати відхилення кожного значення від попереднього, воно також має випадкову природу, але в усіх випадках середнє цих відхилень близьке до нуля (рис. 2).

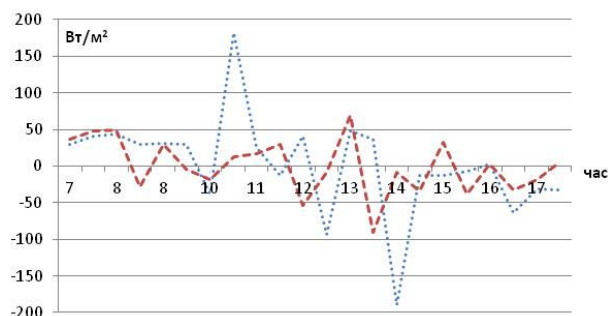
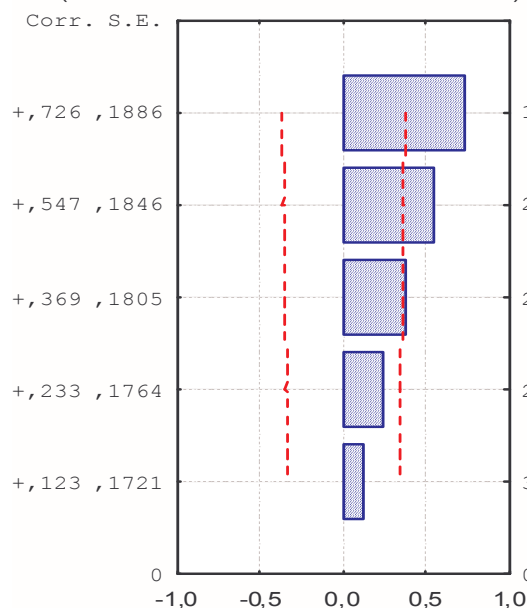


Рис. 2. Відхилення поточного рівня радіації від попереднього.

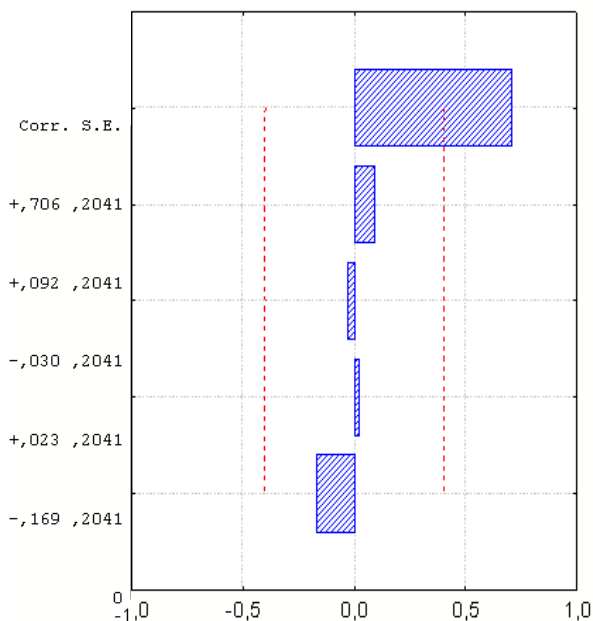
Для дослідження кореляційного зв'язку між сусідніми значеннями розглянемо автокореляційну функцію (АКФ) добового часового ряду даних. АКФ для розглянутих прикладів швидко затухає, і для лагів більше третього знаходиться в межах білого шуму (рис. 3а). Вид функції вказує на стаціонарність часового ряду. Часткова АКФ вказує на значимий зв'язок лише на першому лазі (рис. 3б), тобто поведінка ряду відповідає ознаці ланцюга Маркова. Однак, якщо в якості випадко-

вої величини розглядати не поточні значення (рис. 1), а відхилення від попереднього значення (рис. 2), тобто характер поточних коливань (флуктуацій) рівня освітленості, то часткова АКФ вказує на відсутність значимого зв'язку, тобто дані відхилення є цілком незалежними в розглянутих прикладах.

Отже, у випадковому характері сонячної освітленості, як і у випадку вітрової енергії, можна виділити середньодобову випадкову складову та поточні флуктуації, які носять стохастичний характер.



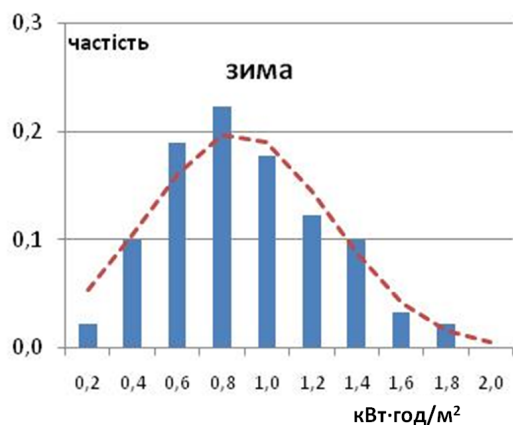
а)



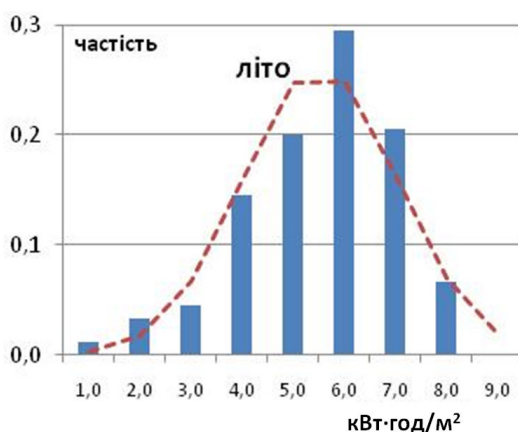
б)

Рис. 3. Автокореляційна (а) та часткова автокореляційна (б) функції часового ряду.

**Моделювання надходжень сонячної енергії.** Фактичний розподіл добового рівня радіації для досліджуваних даних має ознаки нормальності (на рис. 4 зображено характерні розподіли для літніх та зимових місяців, штрихова лінія відповідає нормальному розподілу).



а)



б)

Рис. 4. Гістограми фактичного розподілу добової сонячної радіації порівняно з нормальним розподілом.

Оскільки запропоновані в роботах [4, 5] розподіли імовірності (нормальний, Вейбула та інші) передбачають певну концентрацію значень поблизу середнього, то застосування рівномірного розподілу (типу "білий шум") накладає більш жорсткі умови на характеристики відхилення від середніх значень випадкової величини, і його застосування дозволить врахувати екстремальну варіативність сонячної радіації.

Отже, випадковий характер поведінки рівня сонячної радіації пропонується описувати виразом:

$$y_i(t_j) = u_i(t_j)[1 + C_v \varepsilon(i)] + b[x(j) - 0,5] \leq Y_i(t_j), \quad (2)$$

де  $u_i$  – рівень сонячної радіації (Вт/м²)  $i$ -го дня;  $j$  – номер часового інтервалу впродовж дня (час  $t_j$

відповідає середині інтервалу);  $u_i(t)$  – осереднена для даної пори крива (штрихова лінія на рис. 1), що визначає математичне сподівання кожного часового інтервалу;  $\varepsilon$  – стандартна нормально розподілена випадкова величина, постійна для даної доби;  $C_v$  – коефіцієнт варіації середньодобового рівня;  $b$  – розмірний параметр (Вт/м²), що має забезпечувати визначений розмах поточних флуктуацій;  $x(j)$  – рівномірно розподілена випадкова величина ( $0 < x < 1$ ), яка задається окремо для кожного часового інтервалу.

За аналізованими фактичними даними [6]  $C_v=0,3$  для червня,  $C_v=0,4$  для березня та  $C_v=0,5$  для грудня. Крім того, можна визначити наступну залежність:

$$b = k \cdot 0,5 \cdot [u_i(t_j) + y_i(t_{j-1})], \quad (3)$$

де емпіричні значення становлять  $k=0,35$  для літнього сонцестояння (червень),  $k=1,0$  для зимового сонцестояння (грудень),  $k=0,5$  для рівнодення (березень, вересень). Перша складова у квадратних дужках визначає нормування незалежних флуктуацій абсолютними значеннями імовірної радіації, а друга – залежність від попереднього значення, властиву Марківським процесам.

Параметри  $k$  визначалися з розрахунку, що впродовж дня  $\varepsilon(i)$  вважається постійною (це визначає середньодобовий рівень  $i$ -го дня), а поточні флуктуації, виходячи з умови рівномірного розподілу, за абсолютною величиною в середньому мають становити  $0,25 \cdot b$ , оскільки флуктуації відповідно до (2) знаходяться в межах  $b \pm 0,5$ . Середнє значення модуля відносного відхилення  $y_i(t)$  від осередненої кривої  $u_i(t)$  відповідно до фактичних даних варіювало приблизно від 0,1 у червні до 0,25 у грудні. При цьому можна вважати, що в середньому  $u_i(t_j) \approx y_i(t_{j-1})$  при досить коротких часових інтервалах. Крім того, поточне значення  $y_i$  не може бути від'ємним і перевищувати  $Y_i$  – максимального допустимого для даної пори року значення, тобто рівня освітленості при повністю ясній погоді, що накладає обмеження на модельовані за формулами (2), (3) випадкові величини.

Таким чином, при моделюванні рівня сонячної радіації враховано такі показники, як середні значення (математичні сподівання), дисперсії, допустимі зміни за одиницю часу, характер розподілу імовірності певних значень; до уваги беруться дані

з різним часом усереднення – помісячні, середньодобові, поточні (фіксовані з інтервалом у декілька хвилин), аналогічно моделі вітрової енергії.

Приклади моделювання за формулою (2) з кроком 15 хв наведено на рис. 5 (дані стосуються червня і відповідають різному стану хмарності – від похмурої до ясної погоди).

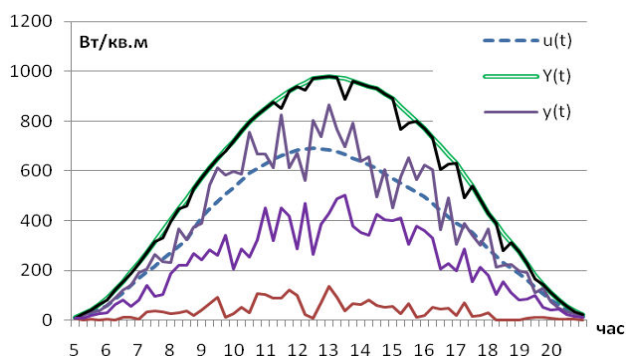


Рис. 5. Приклади моделювання рівнів інсоляції, відповідних різному стану хмарності.

Що стосується перетворення енергії сонячного випромінювання в електричну, застосовується припущення, що фотоелектричні модулі та перетворювачі електричної енергії мають постійний коефіцієнт корисної дії, а рівень насичення не досягається. Таке припущення правомірне для широкого діапазону значень сонячної радіації та температур навколишнього середовища. Отже, електрична потужність буде пропорційною рівню сонячної радіації і залежатиме від загальної площі фотоелектричних модулів.

**Сумісна робота вітрових та сонячних установок.** Для розрахунку сумарної генерації електричної енергії ВЕС та СЕС значення їх миттєвих потужностей моделюються з використанням приведених вище математичних викладок. Потім, застосовуючи методи Монте-Карло, можна визначити імовірні рівні сумарної потужності, ймовірність екстремальних значень тощо.

Застосовавши запропоновані формули (1)-(3) для опису спільної роботи ВЕС та СЕС однакової потужності в кліматичних умовах Київщини, помітимо, що зменшується тривалість мінімальних та максимальних потужностей порівняно з окремим використанням. Середня потужність приблизно рівна сумі середніх потужностей ВЕС та СЕС, а дисперсія значень дещо більша, ніж мала б бути для незалежних випадкових величин. Оскільки середнє квадратичне відхилення суми

випадкових величин залежить від їх кореляції:  $\sigma_{\Sigma}^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + 2\rho \cdot \sigma_1\sigma_2$ , то для даного прикладу розрахунковий коефіцієнт кореляції мав би становити  $\rho=0,3$ . Це відповідає слабкій кореляції, тобто залежність між швидкістю вітру та поточним рівнем сонячної радіації несуттєва, хоча й відомо, що вдень вітер зазвичай сильнішає. Крім того, з вітром пов'язана швидкість руху хмар, а отже й темп коливань рівня затінення. Конкретний характер таких залежностей може бути досліджений шляхом аналізу значного обсягу синхронних записів швидкості вітру та рівня сонячної радіації з якомога меншим часовим кроком, причому результати дослідження будуть стосуватися лише певної кліматичної зони.

**Висновки.** Математичне моделювання рівня сонячної радіації у вигляді випадкового процесу з певними параметрами дозволяє досить точно імітувати рівень інсоляції для заданої місцевості. Застосування однакових підходів до моделювання поточних потужностей вітрових та сонячних електростанцій як відновлюваних джерел енергії, залежних від випадкових погодних чинників, дає змогу оцінити особливості їх спільного застосування. Це потребує спеціальних досліджень, проте має важливе значення при інтегруванні значних потужностей відновлюваної енергетики до енергосистеми, особливо у випадку її слабкої збалансованості.

1. Olsson M., Perninge M., Soder L. Modeling real-time balancing power demands in wind power systems using stochastic differential equations. *Electric Power Systems Research* – 2010. – №80. – P. 966–974.
2. Кузнєцов Н.П. Особливості моделювання потужності вітрових електростанцій, розташованих на обмеженій території // *Відновлювана енергетика*. – 2014. – №4. – С. 57–61.
3. Кузнєцов М.П. Методи оцінки випадкових параметрів роботи енергосистем з інтегрованими вітровими електростанціями // *Відновлювана енергетика*. – 2014. – №1. – С. 59–64.
4. Y.D. Arthur, K.B. Gyamfi, S.K Appiah. Probability Distributional Analysis of Hourly Solar Irradiation in Kumasi-Ghana. *International Journal of Business and Social Research (IJBSR)*. – 2013. – №3. – P. 63–75.
5. T. Soubdhan, R. Emilion, R. Calif. Classification of daily solar radiation distributions using a mixture of Dirichlet distributions. *Article soumis a Solar Energy*. 2008. – 16 p. Електронний ресурс: // hal.archives-ouvertes.fr.
6. Електронний ресурс: // eosweb.larc.nasa.gov, satelight.com.