

УДК 621.548

М.П.Кузнецов, канд.фіз.-мат.наук, О.О.Кармазін (Ін-т відновлюваної енергетики НАН України, Київ)

## Вплив просторової дисперсії на сумарну потужність групи ВЕС

*Потужність вітрових електростанцій змінюється у часі відповідно до поточної швидкості вітру. Зміна швидкості вітру у віддалених регіонах відбувається в різний час, тому коливання потужності ВЕС не синхронні. При значній просторовій розосередженості ВЕС їх сумарна потужність має більш згладжений характер, ніж у окремо взятої вітростанції, що важливо для забезпечення стабільності роботи енергосистеми.*

*Мощность ветровых электростанций меняется во времени в соответствии с текущей скоростью ветра. Изменение скорости ветра в отдаленных регионах происходит в разное время, поэтому колебания мощности ВЭС не синхронны. При значительной пространственной рассредоточенности ВЭС их суммарная мощность имеет более сглаженный характер, чем у отдельно взятой ветростанции, что важно для обеспечения стабильности работы энергосистемы.*

Інтегрування до об'єднаної енергосистеми великого обсягу вітрових електростанцій (ВЕС) викликає застереження щодо їх впливу на здатність забезпечити адекватний баланс попиту та пропозиції електроенергії. При цьому існує реальний досвід країн, де за рахунок енергії вітру покривається 10-20% річної потреби в електроенергії, є результати детальних досліджень з інтеграції вітрової енергетики. Однак вплив вітрової енергії на енергосистему може бути різним у залежності від особливості країн чи регіонів, оскільки вони відрізняються як розвиненістю енергетичної інфраструктури, так і вітровими режимами. Крім того, має значення, як саме здійснюється інтеграція вітрової енергії: очевидно, вітрові станції, розповсюджені по території і розташовані поблизу центрів споживання енергії, будуть спричиняти інший вплив порівняно з ВЕС, сконцентрованими на малій території. Важливим є також добовий графік роботи: так, у години максимального споживання енергії важливою є здатність ВЕС приймати участь у покритті пікових навантажень; навпаки, при мінімумі споживання наявність додаткової потужності від ВЕС обмежить маневрові можливості традиційних електростанцій, що призведе до необхідності їх зупинки та погіршення економічних показників.

Як зазначено в матеріалах міжнародної енергетичної асоціації ІЕА [1], вплив вітрових

електростанцій на роботу енергосистеми аналізується переважно шляхом математичного моделювання. Статистичний підхід для оцінки потреб у додатковому резервуванні ВЕС засновано на застосуванні термінів теорії ймовірності до параметрів енергосистеми, що перебувають у стані постійних змін. При цьому неперервно ті традиційних електростанцій, а також поточний рівень споживання енергії.

**Математична модель для просторової дисперсії.** Враховуючи просторову дисперсію швидкості вітру (неодночасність її зміни в різних місцях) як стосовно окремих ВЕС у складі ВЕС, так і більшою мірою для різних віддалених одна від одної вітростанцій, раптове одночасне падіння потужності усіх ВЕС у зв'язку з відсутністю вітру не вважається достовірною подією. Це є важливим чинником для попередньої оцінки непередбачених змін у роботі енергосистеми та забезпечення відповідних резервів потужності.

Для моделювання процесу генерування та споживання електроенергії в роботах [2, 3] запропоновано використовувати механізм стохастичних диференціальних рівнянь типу Орнштейна-Уленбека. Вважається, що потужності з виробництва електроенергії мають контролювану складову, тобто традиційні генеруючі станції (теплові, гідро- чи атомні електростанції)

та неконтрольовану – в даному випадку вітрові станції.

Вітрова енергія є сумарною складовою роботи декількох ВЕС і описується середньою добовою продуктивністю та стохастичною складовою, спричиненою випадковим характером швидкості вітру. На рис. 1 зображено результати досліджень щодо залежності варіацій потужності ВЕС від того, який часовий проміжок розглядається та які розміри регіону беруться до уваги [1]. Очевидно, у 5-хвилинному масштабі кореляція потужності різних ВЕС значно менша, ніж при 12-годинному осередненні; кореляція також падає зі збільшенням відстані між ВЕС.

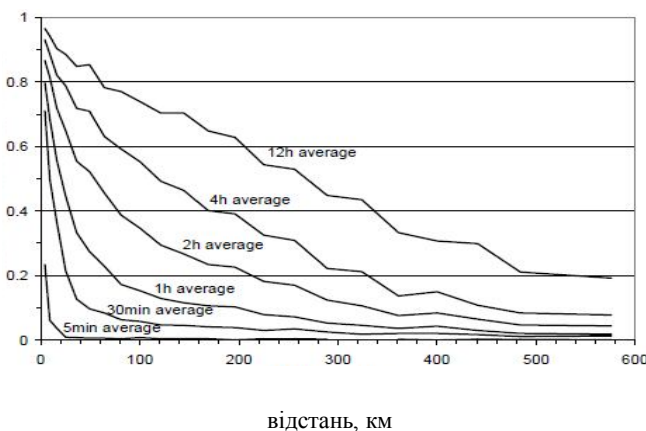


Рис. 1. Кореляція потужності різних ВЕС у залежності від відстані між ними та часового інтервалу осереднення.

Кореляція значень швидкості вітру в різних регіонах залежить від географічних особливостей, сезонних змін тощо і має вивчатися окремо для кожного регіону. При переході від швидкості вітру до потужності ВЕС, внаслідок особливостей перетворення енергії, закон розподілу імовірності змінюється, тому слід моделювати саме потужність ВЕС, а не швидкість вітру. При цьому розподіл імовірності різних значень потужності слід визначати з урахуванням технічних характеристик вітроустановок. Математична модель стохастичних диференціальних рівнянь [2] зокрема передбачає нормальний розподіл імовірності.

Суттєвим фактором, що впливає на сукупний характер генерування вітрової енергії до загальної енергосистеми, є фактор просторової дисперсії ВЕС, тобто їх географічного розташування на території країни. Тут важливими є ряд чинників, зокрема рівномірне навантаження на енергомере-

жі, наближеність до кінцевого споживача тощо. Однак у контексті забезпечення енергобалансу належить розглянути синхронність виробництва електроенергії вітростанціями, що встановлені в різних регіонах. Так, оцінюючи вплив однієї ВЕС значної потужності, ми оперуємо добовими графіками генерації та максимальними перепадами потужності, що характерні для певної географічної точки. Якщо до уваги беруться декілька ВЕС у різних регіонах, то просте складання їх характеристик можливе в результаті повної незалежності їх потужностей як випадкових процесів. Насправді у вітровому режимі різних регіонів певна синхронність все ж простежується, що спричиняє взаємну кореляцію у потужностях встановлених там ВЕС. Ступінь кореляції та її вплив на стабільність постачання енергії залежать від відстані між ВЕС (рис. 1), кліматичних особливостей тощо.

Для реальної оцінки кореляції між регіонами потрібно оперувати синхронізованими часовими рядами з невеликим інтервалом запису даних (бажано не більше години), зважаючи на часові масштаби регулювання потужності. В роботі [3] опис сукупної роботи декількох випадкових частково залежних процесів пропонується здійснити векторним диференціальним рівнянням типу

$$d\bar{X}(t) = -\bar{\beta} \cdot \bar{X}(t)dt + \bar{\sigma} \cdot d\bar{B}(t), \quad t \geq 0, \quad (1)$$

де  $\bar{B}(t)$  є векторним випадковим вінерівським процесом (за іншою термінологією – броунівським рухом). Розв'язок у загальному випадку має вигляд:

$$X_t^{(i)} = e^{-\beta_i t} \left( X_0^{(i)} + \sum_{j=1}^n \sigma_{ij} \int_0^t e^{\beta_i s} dB_s^{(j)} \right), \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, n.$$

Одночасне врахування близько розташованих об'єктів з високою (понад 80%) кореляцією призводить до невизначеності при розрахунку параметрів рівнянь внаслідок так званої мультиколінеарності даних. Для зручності краще розбити територію на статистично однорідні регіони – типу південно-східний (Донецька, Запорізька обл.), південно-західний (Одеська, Миколаївська, Херсонська обл.), південний (Крим). Тоді результуючий процес визначається як сума трьох, кожен із яких

сам залежить від трьох незалежних вінерівських процесів з відповідними зносами та дисперсіями плюс кореляціями між регіонами:

$$d \begin{pmatrix} X_t^{(1)} \\ X_t^{(2)} \\ X_t^{(3)} \end{pmatrix} = - \begin{pmatrix} \beta_1 & 0 & 0 \\ 0 & \beta_2 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_t^{(1)} \\ X_t^{(2)} \\ X_t^{(3)} \end{pmatrix} dt + \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{pmatrix} d \begin{pmatrix} B_t^{(1)} \\ B_t^{(2)} \\ B_t^{(3)} \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Матриця  $\bar{\sigma} = (\sigma_{ij})$  визначає волатильності, що враховують дисперсії та кореляції між компонентами багатовимірною броунівського руху (скінченна лінійна комбінація броунівських рухів є також броунівський рух, у даному випадку 3-вимірний), які, в свою чергу, є похідними швидкості вітру в різних регіонах. В силу взаємності кореляцій ця матриця є симетричною, маючи шість незалежних пар індексів  $i, j$ . Сумарний процес моделюється як сума трьох, кожен з яких має три випадкові змінні  $\varepsilon_i$ , які є нормально розподіленими з нульовим середнім та одиничною дисперсією [4]:

$$U(t_k) = \sum_{i=1}^3 X^{(i)}(t_{k-1}) \cdot e^{-\beta_i \Delta t} + \sum_{i=1}^3 \sqrt{\frac{1 - e^{-2\beta_i \Delta t}}{2\beta_i}} \cdot (\sigma_{i1} \varepsilon_1 + \sigma_{i2} \varepsilon_2 + \sigma_{i3} \varepsilon_3), \quad (4)$$

де  $\beta_i$  – знос  $i$ -го процесу;  $X^{(i)}(t_k)$  – значення  $i$ -го процесу в момент часу  $t_k$ .

Якщо кожен окремо взятий процес визначається як сума трьох залежних процесів і його дисперсія визначається як сума окремих дисперсій та коваріацій, то для сумарного процесу як суми потужностей окремих ВЕС дисперсія може бути виражена через суму дисперсій незалежних випадкових процесів  $\varepsilon_i$  і асимптотично (при  $\Delta t \rightarrow \infty$ ) становити:

$$DU(\Delta t) = \left( \sum_{j=1}^3 \frac{1}{\sqrt{2\beta_j}} \sigma_{j1} \right)^2 + \left( \sum_{j=1}^3 \frac{1}{\sqrt{2\beta_j}} \sigma_{j2} \right)^2 + \left( \sum_{j=1}^3 \frac{1}{\sqrt{2\beta_j}} \sigma_{j3} \right)^2. \quad (5)$$

Тут значення волатильностей  $\sigma_{ij}$  вже враховують кореляцію окремих складових сумарного процесу. Формально дисперсія зростає прискорено при позитивних коваріаціях; при нульовій – пропорційна зростанню сумарної потужності ВЕС, при від’ємній – відстає від зростання потужності, можливо навіть зменшуючись.

Для більшої кількості ВЕС, які корелюють між собою, модель окремої потужності в загальному випадку записується формулою:

$$X^{(i)}(t_k) = X^{(i)}(t_{k-1}) \cdot e^{-\beta_i \Delta t} + \sqrt{\frac{1 - e^{-2\beta_i \Delta t}}{2\beta_i}} \cdot \sum_{j=1}^n \sigma_{ij} \varepsilon_j, \quad (6)$$

де  $i$  – номер ВЕС;  $n$  – їх кількість.

Величини зносу  $\beta_i$  мають бути досить близькими для різних ВЕС; вони визначають темп змін, який оцінюють у різних регіонах незалежно від масштабу ВЕС. Формула для розрахунку зносу  $\beta_i$  використовує варіацію (дисперсію) інтегрованих значень потужності, тобто сумарну вироблену енергію (процедура інтегрування дозволяє спростити кінцевий вираз [3]):

$$\frac{Var(S_t^{(i)})}{Var(S_T^{(i)})} = \frac{\sum_{k=1}^n \frac{\sigma_{ik}^2}{\beta_i^2} \left( t - \frac{1}{\beta_i} (1 - e^{-t \cdot \beta_i}) \right)}{\sum_{k=1}^n \frac{\sigma_{ik}^2}{\beta_i^2} \left( T - \frac{1}{\beta_i} (1 - e^{-T \cdot \beta_i}) \right)} = \frac{t - \frac{1}{\beta_i} (1 - e^{-t \cdot \beta_i})}{T - \frac{1}{\beta_i} (1 - e^{-T \cdot \beta_i})}; \quad (7)$$

$$S_\tau^{(i)} = \int_{t=0}^{\tau} X^{(i)}(t) dt$$

(зазвичай  $t = 1, T = 24$ ). Тут  $S_\tau$  – сумарна енергія, вироблена протягом часу  $\tau$ . Для  $t = 1$  використано середню по місяцю варіацію (дисперсію) потужності на кожну годину, для  $T = 24$  – варіацію добових сум потужностей (тобто вироблених за добу обсягів енергії).

Для розрахунку волатильностей використано систему рівнянь:

$$Cov(S_{\tau}^{(i)}, S_{\tau}^{(j)}) = \sum_{k=1}^n \frac{\sigma_{ik}\sigma_{jk}}{\beta_i\beta_j} \left[ \tau + \frac{1}{\beta_i + \beta_j} (2 - e^{-\beta_i\tau} - e^{-\beta_j\tau}) - \frac{1}{\beta_i} (1 - e^{-\beta_i\tau}) - \frac{1}{\beta_j} (1 - e^{-\beta_j\tau}) \right]^{-1}. \quad (8)$$

Тут  $n$  дисперсій та  $0,5n(n-1)$  коваріацій (з симетрії) – загальна кількість незалежних пар індексів  $(i, j)$ , що визначає систему  $n+0,5n(n-1)$  незалежних рівнянь відносно членів матриці волатильностей. По структурі системи рівнянь видно, що її можна представити у вигляді рівності матриць:  $C = \sigma \cdot \sigma'$ , де  $C$  – симетрична матриця коваріацій;  $\sigma$  – трикутна матриця волатильностей;  $\sigma'$  – транспонована матриця. Тоді для знаходження значень  $\sigma_{ij}$  до матриці коваріацій застосовується відомий алгоритм факторизації Холецького.

Значення волатильностей зі змішаними індексами ( $i \neq j$ ) пропорційне відповідним коефіцієнтам кореляції, що визначають коваріацію. В разі, коли один із об'єктів не корелює з іншим (має нульову коваріацію), то і з усіма, які корелюють з цим іншим. В такому разі або всі об'єкти пов'язані між собою, або досліджувана система розпадається на ряд незалежних груп із відповідним розпадом системи рівнянь на ряд систем нижчого порядку. Групи ВЕС, що територіально близькі і мають сильну кореляцію, можна вважати одним об'єктом (у тому числі для уникнення мультиколінеарності), а слабо корельовані – незалежними. Таким чином, систему ВЕС можна розділити на певні групи, або кластери, що дозволяє спростити чисельний аналіз їх впливу на енергосистему.

**Практичні результати.** В якості прикладу розглянуто дані щодо швидкості вітру, зафіксовані в декількох аеропортах України протягом місяця з інтервалом 30 хвилин (використано дані за лютий 2012 р.). Відстані між точками виміру – від 100 до 700 км. Швидкість вітру визначалась на висоті 10 м; надалі перераховано цю швидкість на висоту осі ротора сучасних ВЕУ та розраховано відповідну потужність умовної ВЕУ (номінальна потужність – 3 МВт). Розрахунок коефіцієнтів кореляції між поточними потужностями ВЕУ вказує на зникнення статистично значимої залежності на відстанях понад 500 км (рис. 2).

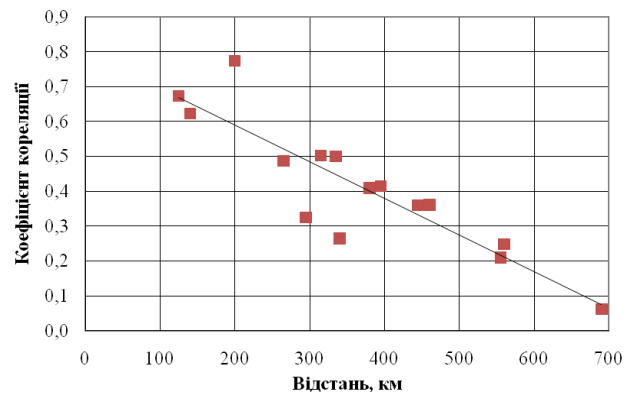


Рис. 2. Кореляційний зв'язок між потужностями ВЕУ в залежності від відстані між ними.

Дані щодо розглянутих площадок ВЕУ наведено в таблиці 1.

Таблиця 1. Параметри потужності для одиночних ВЕУ

Площадки	Середня швидкість вітру, м/с	Середня потужність ВЕУ, МВт	Коефіцієнт зносу $\beta$ , год <sup>-1</sup>
1. Дніпропетровськ	6,11	0,95	0,08
2. Донецьк	6,54	1,04	0,06
3. Кривий Ріг	5,90	0,92	0,09
4. Луганськ	5,99	0,88	0,1
5. Одеса	6,66	1,09	0,11
6. Сімферополь	7,09	1,12	0,08

Елементи симетричної матриці коваріацій, розраховані за формулою (8), наведено в таблиці 2, а результати факторизації Холецького – в таблиці 3.

Таблиця 2. Матриця коваріацій  $C = \sigma \cdot \sigma'$

Площадки	1	2	3	4	5	6
1. Дніпропетровськ	<b>0,174</b>	0,123	0,109	0,088	0,090	0,078
2. Донецьк	0,123	<b>0,141</b>	0,081	0,109	0,050	0,062

Площинки	1	2	3	4	5	6
3. Кривий Ріг	0,109	0,081	<b>0,176</b>	0,064	0,100	0,050
4. Луганськ	0,088	0,109	0,064	<b>0,177</b>	0,010	0,040
5. Одеса	0,09	0,05	0,1	0,01	<b>0,242</b>	0,074
6. Сімферополь	0,078	0,062	0,05	0,040	0,074	<b>0,207</b>

Таблиця 3. Елементи матриці волатильностей  $\sigma$ 

Площинки	1	2	3	4	5	6
1. Дніпропетровськ	0,417					
2. Донецьк	0,295	0,232				
3. Кривий Ріг	0,261	0,017	0,328			
4. Луганськ	0,211	0,201	0,017	0,303		
5. Одеса	0,204	-0,056	0,146	-0,070	0,414	
6. Сімферополь	0,187	0,030	0,002	-0,018	0,087	0,404

Для врахування лише певних площадок з 6-ти розглянутих достатньо виділити відповідні строчки та стовпці коваріаційної матриці  $C$ , оскільки вони розраховуються для кожної пари площадок незалежно від інших. Розглянемо умовну ВЕС певної потужності, що складається із розташованих на зазначених площадках окремих ВЕС меншої потужності. Якщо це єдинична ВЕС у районі Сімферополя, то середньоквадратичне відхилення (СКВ) її потужності відповідно до формули (5) складатиме 34% від номінального значення (безпосередній підрахунок для масиву фактичних даних дає 37%). Для суми трьох віддалених одна від одної ВЕС, розташованих у Донецьку, Сімферополі та Одесі, СКВ дорівнює 20% номінальної потужності. Для всіх шести ВЕС СКВ складає 24% (у цьому випадку середній показник кореляції дещо вищий, ніж для максимально віддалених площадок, отож більша імовірність синхронного наростання чи падіння потужності). Абсолютне значення СКВ близьке до середньої потужності через несиметричність розподілу (бо мінусових значень немає взагалі, а номінальна потужність приблизно втричі більша середньої). Через це формула (5) дає певну похибку, оскільки вона складена для нормального розподілу. Крім того, формульне визначення дисперсії стосується асимптотичних значень і є статистичною характеристикою, що враховує можливість взаємної компенсації чи накладання значень, тоді як безпосередній підрахунок справедливий лише для окремо взятого випадку.

Величина середніх значень та середньоквадратичних відхилень потрібна для розрахунку ймовірності одночасних максимумів чи нульових значень у різних регіонах. Через несиметричність розподілу такий розрахунок буде наближеним, для точних оцінок бажано звести потужності до нормального розподілу (наприклад, через логарифмування [5]). Однак у такому випадку не можна буде безпосередньо вирахувати дисперсію сумарної потужності за формулою типу (5); натомість можливе симулювання роботи системи вже нормально розподілених величин, зворотна конвертація модельованих значень та визначення параметрів стохастичності з використанням методу Монте-Карло. Однак для коротких (не більше до-

би) часових інтервалів безпосереднє моделювання потужностей допустиме внаслідок подібності їх розподілу до нормального, як показано в [5]. І хоча абсолютні значення дисперсій можуть дещо відрізнятися від істинних, проте можна виконати порівняльні оцінки для різних комбінацій ВЕС у межах означених регіонів. Зокрема, для взятої окремо ВЕС у районі Сімферополя ймовірність того, що потужність перебуватиме в межах від 10 до 90 відсотків номінальної, становить 0,71; для трьох означених вище ВЕС така ймовірність значно вища – 0,90; для всіх шести площадок одночасно – 0,82. Насправді ймовірність нульових та максимальних значень потужності дещо вища внаслідок особливостей регулювання роботи ВЕС (наявності стартової та номінальної швидкостей вітру, поза межами яких потужність ВЕС обмежується штучно). Однак відповідно до розрахункової моделі помітно, що розосередженість ВЕС по регіонах зменшує ймовірність екстремальних значень принаймні у півтора рази, а при максимальному рознесенні ВЕС у межах обраної території – майже втричі.

**Висновки.** Запропонована математична модель дозволяє врахувати вплив географічного розташування окремих ВЕС на їх підсумкову

потужність у синхронному режимі. Просторова дисперсія місць розташування ВЕС здатна помітно вирівняти сумарний режим їх роботи, уникаючи одночасного падіння потужності чи досягнення максимальних значень, що полегшує задачі регулювання балансу потужності енергосистеми. Точне визначення ймовірностей окремих режимів роботи ВЕС потребує більш досконалого вивчення вітрових режимів конкретних територій, а їх розрахунок можливий у рамках запропонованої математичної моделі.

1. *Design and operation of power systems with large amounts of wind power.* Final report, IEA WIND Task 25, Helsinki, 2009. – 232 p.
2. *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.
3. *Perninge M.* Evaluating the uncertainties involved in net transmission capacity calculation. Licentiate Thesis, School of Electrical Engineering, KTH. – Stockholm, Sweden, 2009. – P.107.
4. *Кузнецов Н.П.* Математическое моделирование работы ветровых электростанций // *Альтернативная энергетика и экология.* – 2013. – №3. – С.79–83.
5. *Кузнецов М.П.* Застосування нормального розподілу до опису швидкості вітру // *Відновлювана енергетика.* – 2013. – №2. – С. 53–58.

**МІЖНАРОДНИЙ ІНВЕСТИЦІЙНИЙ БІЗНЕС-ФОРУМ З ПИТАНЬ ЕНЕРГОЕФЕКТИВНОСТІ ТА ВІДНОВЛЮВАНОЇ ЕНЕРГЕТИКИ**

**VI МІЖНАРОДНА СПЕЦІАЛІЗОВАНА ВИСТАВКА ЕНЕРГОЕФЕКТИВНІСТЬ. ВІДНОВЛЮВАНА ЕНЕРГЕТИКА - 2013**

**АЛЬТЕРНАТИВНІ ДЖЕРЕЛА ЕНЕРГІЇ, ЕНЕРГОЗБЕРІГАЮЧІ ТЕХНОЛОГІЇ, ОБЛАДНАННЯ, МАТЕРІАЛИ**

**5–8 листопада**

**ОРГАНІЗАТОР**  
Державне агентство з енергоефективності та енергозбереження України

**СПІВОРГАНІЗАТОР**  
Міжнародний виставковий центр

**ГАЛУЗЕВИЙ ПАРТНЕР**  
Українська Вітроенергетична Асоціація

**МІЖНАРОДНИЙ ВИСТАВКОВИЙ ЦЕНТР**  
Україна, Київ, Броварський пр-т, 15  
М "Лівобережна"  
☎ +38 044 201-11-66, 206-87-86  
e-mail: sv@iec-expo.com.ua  
www.iec-expo.com.ua, www.tech-expo.com.ua

Технічний партнер: **RentMania**