

*Запропоновано підхід до аналітичного визначення ризику виникнення аварії в електроенергетичній системі без щоразового проведення імовірнісно-статистичного моделювання за методом Монте-Карло. Розроблено алгоритм експрес-оцінювання ризику порушення динамічної стійкості у енергосистемі шляхом визначення аналітичної залежності ризику від параметрів доаварійного режиму мережі та характеристик технічного стану обладнання. За розробленим алгоритмом виконано оцінку ризику порушення динамічної стійкості в тестовій схемі енергосистеми*

*Ключові слова: ризик, імовірність відмови, експрес-оцінка, динамічна стійкість, електроенергетична система, лінія електропередачі*

*Предложен подход к аналитическому определению риска возникновения аварии в электроэнергетической системе без необходимости каждый раз проводить вероятностно-статистическое моделирование по методу Монте-Карло. Разработан алгоритм экспрес-оценивания риска нарушения динамической устойчивости в энергосистеме путем определения аналитической зависимости риска от параметров доаварийного режима сети и характеристик технического состояния оборудования. По разработанному алгоритму выполнена оценка риска нарушения динамической устойчивости в тестовой схеме энергосистемы*

*Ключевые слова: риск, вероятность отказа, экспрес-оценка, динамическая устойчивость, электроэнергетическая система, линия электропередачи*

УДК 621.311.001.57

DOI: 10.15587/1729-4061.2015.47290

# РОЗРОБЛЕННЯ АНАЛІТИЧНОГО МЕТОДУ ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКУ ВИНИКНЕННЯ АВАРІЙНОЇ СИТУАЦІЇ В ЕНЕРГОСИСТЕМІ

**М. В. Костерев**

Доктор технічних наук, професор  
Кафедра електричних станцій  
Національний технічний університет України  
«Київський політехнічний інститут»  
пр. Перемоги, 37, м. Київ, Україна, 03056  
E-mail: nicolkost@gmail.com

**В. В. Літвінов**

Кандидат технічних наук, доцент  
Кафедра гідроенергетики  
Запорізька державна інженерна академія  
пр. Леніна, 226, м. Запоріжжя, Україна, 69006  
E-mail: v.v.litvinov1985@mail.ru

## 1. Вступ

Електроенергетика України на теперішній час функціонує у надважких умовах експлуатації, які спричинені наступними факторами:

- до 75 % електрообладнання повністю відпрацювало свій ресурс;
- скорочення темпів модернізації та заміни застарілого обладнання;
- використання існуючого обладнання до напруження на відмову;
- зниження маневровості генеруючих потужностей енергосистеми через зупинення енергоблоків теплових електростанцій внаслідок проблем з постачанням палива.

Управління електроенергетичною системою (ЕЕС) України в таких умовах представляє собою дуже складну задачу, під час вирішення якої необхідно враховувати велику кількість чинників, таких як стохастичний характер режиму ЕЕС, дефіцит генеруючих потужностей, технічний стан силового та комутацій-

ного обладнання, можливі сценарії розвитку аварії. Пошук оптимальних управлінських рішень за такої кількості негативних чинників і невизначеностей полягає у сфері оцінювання ризиків. Світова практика доводить ефективність ризик-орієнтованого управління в екстремальних умовах, але тільки за правильного обрання методів оцінювання ризику. Найбільшої ефективності в умовах необхідності прийняття швидких рішень в режимі “on-line” набувають аналітичні методи експрес-оцінювання ризиків.

## 2. Аналіз літературних даних та постановка проблеми

Сучасні стратегії ризик-менеджменту при керуванні ЕЕС вимагають визначення ризику як інтегрального показника функціонування, який дає можливість найбільш повно та достовірно характеризувати стан ЕЕС [1–3]. Оцінювання стану ЕЕС відбувається в умовах значної кількості технічних та режимних невизначеностей. Через це значного розповсюдження

набули імовірно-статистичні методи оцінювання ризику [4–7].

Перевагою імовірно-статистичного підходу до оцінювання ризику виникнення аварії в ЕЕС є те, що він поєднує у собі імовірнісні методи та статистичні дані щодо експлуатації обладнання [5]. Так, наприклад, імовірно-статистичний підхід до моделювання ЕЕС для оцінки виникнення ризику аварійної ситуації, представлений в роботах [3, 5, 8] враховує випадковість відмов електрообладнання та стохастичний характер режиму, що робить результати моделювання за цим підходом більш достовірними, за ті, які не враховують або імовірнісну або статистичну складову ризику [2, 9].

В перерахованих імовірно-статистичні підходах до оцінювання ризику виникнення аварії в ЕЕС обчислювальний процес організовано з використанням методу Монте-Карло [10]. Застосування методу Монте-Карло дозволяє отримати достовірну оцінку ризику виникнення аварії, але вимагає значної кількості повторень алгоритму імовірно-статистичного моделювання. Як наслідок, цей метод підходить для прогностичних розрахунків імовірності та ризику виникнення аварії на інтервалі часу, але при необхідності виконати оцінку ризику в "on-line" режимі, або зробити експрес-оцінку необхідні достовірні аналітичні методи оцінювання ризику аварії в енергосистемі, які б враховували імовірнісну і статистичну складову ризику, але не вимагали при цьому моделювання за методом Монте-Карло. Такі методи на теперішній час є недостатньо розробленими.

### 3. Мета і завдання дослідження

Метою проведеного дослідження є розроблення аналітичної залежності, яка б дозволила виконувати експрес-оцінювання ризику виникнення аварійної ситуації в ЕЕС з урахуванням поточного режиму на момент спостереження з високим ступенем достовірності, але без виконання імовірно-статистичного моделювання за методом Монте-Карло.

Для досягнення поставленої мети було поставлено завдання визначення аналітичної залежності ризику як функції від імовірнісних та режимних параметрів ЕЕС, де в якості складових виразу виступають локальні ризику відмови елементів схеми ЕЕС.

### 4. Аналітичний метод оцінювання ризику виникнення аварійної ситуації в ЕЕС

Аналіз алгоритмів імовірно-статистичного моделювання на основі методу Монте-Карло [5, 8] показав, що ризик виникнення аварійної ситуації в ЕЕС залежить від наступних величин:

- кількість елементів схеми ЕЕС (генератори, трансформатори, лінії, вимикачі, тощо) відмова яких може призвести до розвитку аварійної ситуації;
- імовірності відмови цих елементів на інтервалі часу з урахуванням їхнього фактичного технічного стану;
- режимних параметрів доаварійного режиму (напруги у вузлах, перетоки потужності по гілках тощо);

Виходячи з цього, ризик виникнення аварії в ЕЕС визначається наступним чином:

$$R = F(m, p(H_{ii} / B_i), \psi_i(U, P, Q)), \quad (1)$$

де  $m$  – кількість елементів, відмова яких може призвести до виникнення аварії в ЕЕС;  $p(H_{ii} / B_i)$  – імовірність відмови  $i$ -того елемента на інтервалі часу  $\Delta t$  (подія  $H_{ii}$ ), за умови що у нього був технічний стан, що описується подією  $B_i$ ,  $i \in 1, \dots, m$ ;  $\psi(U, P, Q)$  – множина параметрів доаварійного режиму ЕЕС.

Постає задача визначення аналітичної залежності, яка б відповідала виразу (1) та з достатнім ступенем достовірності визначала ризик без виконання імовірно-статистичного моделювання. На основі результатів імовірно-статистичного моделювання та керуючись виразом (1) можна зробити висновок, що ризик виникнення аварійної ситуації є сумою локальних ризиків при відмовах конкретних одиниць обладнання:

$$R = r_1 + r_2 + \dots + r_m. \quad (2)$$

Для визначення локального ризику  $r_i$ ,  $i = 1, \dots, m$  висунемо наступну гіпотезу:

$$r_i = A_i(U, P, Q) \cdot p(H_{ii} / B_i) \cdot \psi_i(U, P, Q), \quad (3)$$

де  $A_i(U, P, Q)$  – коефіцієнт, який визначається за результатами імовірно-статистичного моделювання та, в загальному випадку, залежить від параметрів доаварійного режиму мережі.

Таким чином, загальний ризик виникнення аварійної ситуації в ЕЕС, згідно з висунутою гіпотезою, можна представити у вигляді:

$$R = \sum_{i=1}^m A_i(U, P, Q) \cdot p(H_{ii} / B_i) \cdot \psi_i(U, P, Q). \quad (4)$$

За виразом (4) можна визначити ризик виникнення аварійної ситуації в ЕЕС за умови наявності будь-якого з множини можливих доаварійних режимів на розглядуваному інтервалі часу. За результатом розрахунку усталеного режиму визначаються необхідні параметри доаварійного режиму  $\psi_i(U, P, Q)$ , на досліджуваному інтервалі часу  $\Delta t$  (в загальному випадку  $\Delta t \neq \Delta t$ ) визначаються імовірності відмови елементів ЕЕС з урахуванням їхнього фактичного стану. Підтвердженням висунутої гіпотези (3) буде потрапляння отриманої величини ризику, розрахованої аналітичним методом, в діапазон можливих значень ризику в залежності від важкості доаварійного режиму, тобто  $R \in [R_{\min}; R_{\max}]$ .

Нижче представлено розроблений алгоритм визначення ризику виникнення аварії в ЕЕС аналітичним методом для випадку коли множина аварійних ситуацій складається з однієї події: порушення динамічної стійкості ЕЕС.

1) Формується множина  $M$ , яка включає всі лінії електропередачі в ЕЕС.

2) На множині  $M$  визначається підмножина ліній  $M_i$ , відмова яких може привести до порушення динамічної стійкості в ЕЕС.

3) Для кожної лінії з підмножини  $M_i$  визначено імовірність її відмови на розглядуваному інтервалі часу  $p_i(\Delta t)$  з урахуванням її ТС та інтервал відмо-

ви за модифікованою інтегральною функцією розподілу відмов ліній електропередачі  $[F(t_1); F'(t_2)]$ , де  $F'(t_2) = F(t_1) + p_i(\Delta t)$ .

4) За допомогою генератора випадкових чисел (ГВЧ) визначаються:

4.1. Активна і реактивна потужності навантажень ЕЕС в момент відмови обладнання в межах  $[P_{MIN}; P_{MAX}]$  та  $[Q_{MIN}; Q_{MAX}]$ ;

4.2. Активна і реактивна потужності генераторів ЕЕС в момент відмови обладнання в межах  $[P_{MIN}; P_{MAX}]$  та  $[Q_{MIN}; Q_{MAX}]$ ;

4.3. Напруга у балануючому вузлі ЕЕС в межах  $[U_{MIN}; U_{MAX}]$ .

5) У схемі розраховується усталений режим та фіксується значення перетоків активної потужності через лінії підмножини  $M_1$ .

6) За допомогою ГВЧ визначається значення імовірності відмови для кожної лінії з підмножини  $M_1$  в момент її відмови  $p_i(t_B)$ .

7) На підмножині ліній  $M_1$  виділяється підмножина ліній  $M_2$ , імовірність відмови яких потрапила до інтервалу  $[F_i(t_1); F_i(t_1) + p_i(\Delta t)]$ .

8) Якщо  $M_2 \in \emptyset$ , то для кожної лінії з цієї підмножини визначається момент відмови елемента на інтервалі часу  $\Delta t$ :  $t_{B_i} = F_i^{-1}(p(t_B))$ ,  $t_B \in [t_1; t_2]$ .

9) З підмножини елементів  $M_2$  обирається елемент, час відмови якого  $t_B$  є мінімальним.

10) У схемі ЕЕС моделюється перехідний режим, який виникає внаслідок відмови обраної лінії з підмножини елементів  $M_2$ .

11) За результатами моделювання робиться висновок про виникнення або відсутність порушення динамічної стійкості в даній реалізації.

12) Пункти 4–11 алгоритму виконуються  $k$  разів, в результаті чого формується множина реалізацій алгоритму імовірно-статистичного моделювання  $K$ .

13) Визначається кількість реалізацій  $k_1$  у яких відбулось порушення динамічної стійкості в ЕЕС, які формують підмножину  $K_1$ .

14) Визначається загальний ризик порушення динамічної стійкості в ЕЕС як  $R = k_1/k$ .

15) Виконується класифікація елементів підмножини  $K_1$  за елементами, відмова яких спричинила порушення динамічної стійкості в ЕЕС. Таким чином, формуються підмножини:  $K_{11}, \dots, K_{1n}$ .

16) Визначаються локальні ризики порушення динамічної стійкості за відмови конкретного елемента з підмножини  $M_1$ :  $r_1 = k_{11}/k, \dots, r_n = k_{1n}/k$ . При цьому повинна виконуватись умова  $R = r_1 + \dots + r_n$ .

17) Для кожного значення локального ризику  $r_i$  визначається середнє значення перетоку потужності в доаварійному режимі у відносних одиницях:

$$P_i^* = \frac{P_{i1} + \dots + P_{in}}{n \cdot P_i^{нрм}}$$

де  $n$  – кількість реалізацій схеми імовірно-статистичного моделювання, у яких порушення динамічної стійкості відбувається через відмову  $i$ -того елемента.

18) Кожний локальний ризик представляється у вигляді:

$$r_i = A_i(P_i) \cdot p_i(\Delta t) \cdot P_i^* \tag{5}$$

де коефіцієнти  $A_i(P_i)$  визначаються через визначену з п. 3 алгоритму імовірність відмови лінії на інтервалі часу  $p_i(\Delta t)$ , визначений в п. 16 локальний ризик  $r_i$  та визначений в п. 17 середній доаварійний перетік потужності  $P_i^*$  (у відносних одиницях). Для кожної лінії визначається декілька значень  $A_i$  для різних значень  $P_i^*$ :

$$A_{ij}(P_{ij}) = r_{ij} / (p_i(\Delta t) \cdot P_{ij}^*) \tag{6}$$

19) Визначаються функціональні залежності  $A_i = f(P_i)$  шляхом підбору апроксимаційних аналітичних функцій, які б найбільш точно описували отримані сукупності значень  $A_{ij}(P_{ij})$ .

20) Формується вираз для загального ризику:

$$R = \sum_{i=1}^n r_i = \sum_{i=1}^n A_i \cdot p_i(\Delta t) \cdot P_i^* \tag{7}$$

21) Вираз (7) використовується для визначення ризику виникнення аварії в ЕЕС на інтервалі часу  $\Delta t$  без проведення імовірно-статистичного моделювання тільки за результатами розрахунку усталеного режиму ЕЕС, з якого, до раніше визначених коефіцієнтів  $A_i(P)$  та імовірностей відмови елементів  $p_i(\Delta t)$ , визначаються значення перетоків активних потужностей по всіх елементах з підмножини  $M_1$  (у відносних одиницях).

### 5. Приклад оцінювання експрес-оцінювання ризику порушення динамічної стійкості в ЕЕС за розробленим аналітичним методом

За розробленим вище алгоритмом для 14-вузлової тестової схеми (рис. 1) визначено емпіричну формулу (7) для оцінювання ризику порушення динамічної стійкості (множина аварійних ситуацій складається з однієї події).

Режимні параметри тестової схеми змінюються в таких діапазонах:

1. Напруга у вузлі №101 змінюється в діапазоні  $[0,95; 1,05] U_{ном}$ .

2. Потужності у вузлах навантаження змінюються в наступних діапазонах:

– №4  $P \in [860; 1060]$  МВт,  $Q \in [450; 550]$  МВАр;

– №6:  $P \in [540; 660]$  МВт,  $Q \in [180; 220]$  МВАр;

– №100:  $P \in [585; 715]$  МВт,  $Q \in [380; 470]$  МВАр;

– №202:  $P \in [900; 1100]$  МВт,  $Q \in [580; 720]$  МВАр.

Активні потужності у вузлах генерації приймаються незмінними і дорівнюють:

– №1:  $P = 400$  МВт;

– №3:  $P = 400$  МВт;

– №7:  $P = 0$  МВт (синхронний компенсатор);

– №201:  $P = 1200$  МВт;

– №203:  $P = 1200$  МВт.

За методом, викладеним в [5, 11], визначено імовірнісні характеристики ліній, відмова яких може привести до порушення динамічної стійкості ЕЕС. Такими елементами є лінії Л100-202, Л5-8, Л8-200, Л100-101. Результати приведені в табл. 1.

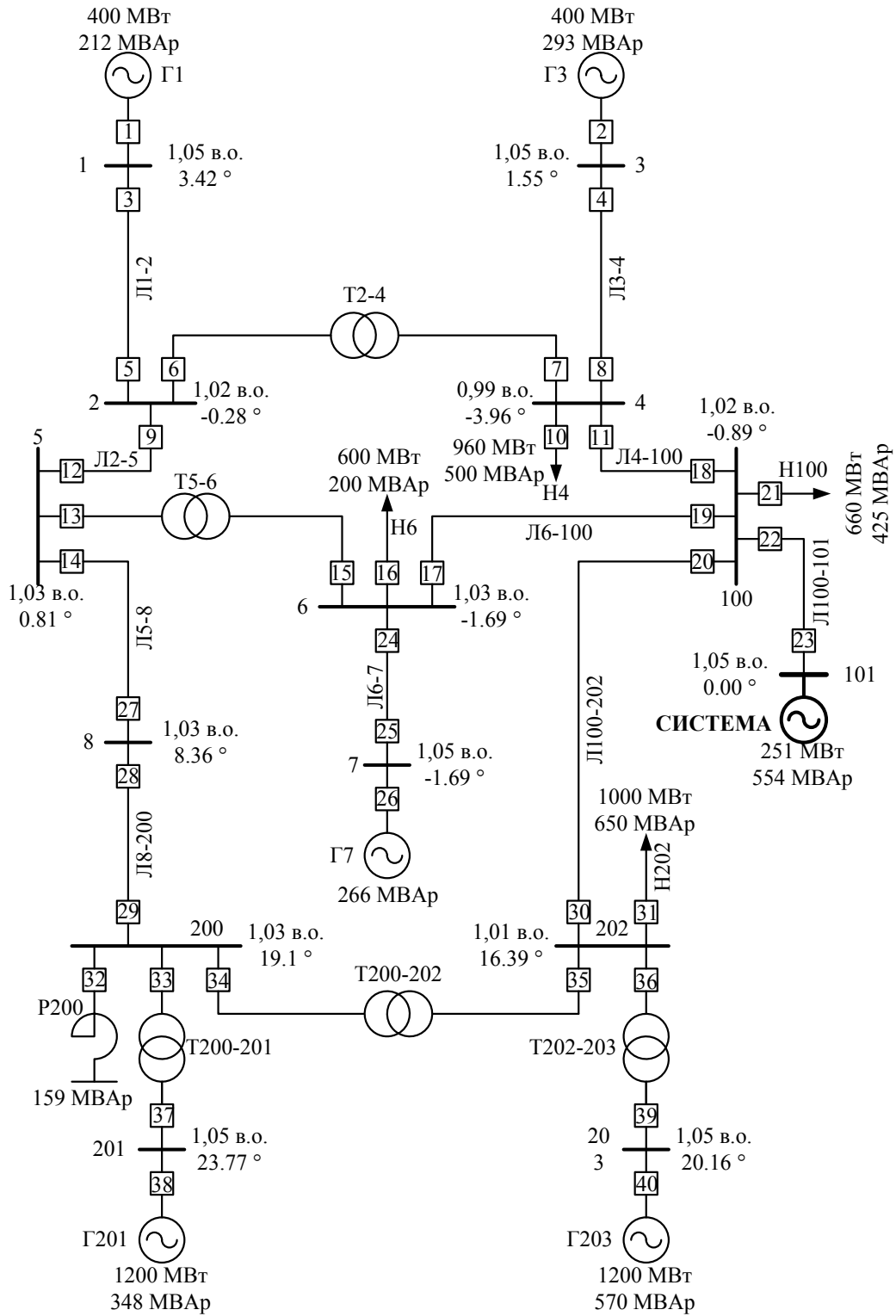


Рис. 1. 14-вузлова тестова схема IEEE

Таблица 1

Імовірнісні характеристики елементів з підмножини  $M_1$

Елемент	$P_{max}$ , МВт	S, в.о.	$F(t_1)$	$F(t_2)$	$p(H_1)$	$p(H_2)$	$p(B/H_1)$	$p(B/H_2)$	$p(H_1/B)$	$F'(t_2)$
Л1100-202 (75 км)	650	0,423	0	0,051	0,051	0,949	0,579	0,403	0,072	0,072
Л15-8 (125 км)	865	0,499	0	0,056	0,056	0,944	0,500	0,493	0,057	0,057
Л18-200 (175 км)	865	0,429	0	0,076	0,076	0,924	0,609	0,408	0,109	0,109
Л1100-101 (8 км)	575	0,866	0	0,006	0,006	0,994	0,215	0,796	0,002	0,002

Результати імовірно-статистичного моделювання тестової схеми за пунктами 4–11 розробленого алгоритму приведені в табл. 2. Кількість реалізацій алгоритму  $k = 200$ .

З загальної кількості  $k = 200$  змодельованих режимів у  $k_1 = 49$  режимах відбулось порушення динамічної стійкості ЕЕС. В тому числі:

- через відмову Л100-202:  $k_{1-1} = 8$ ;
- через відмову Л15-8:  $k_{1-2} = 13$ ;
- через відмову Л8-200:  $k_{1-3} = 27$ ;
- через відмову Л100-101:  $k_{1-4} = 1$ .

За виразом з пункту 14 алгоритму визначається загальний ризик порушення динамічної стійкості в ЕЕС:

$$R = \frac{k_1}{k} = \frac{49}{200} = 0,245. \tag{8}$$

Локальні ризики визначаються наступним чином:

$$r_1 = \frac{k_{1-1}}{k} = \frac{8}{200} = 0,04, \tag{9}$$

$$r_2 = \frac{k_{1-2}}{k} = \frac{13}{200} = 0,065, \tag{10}$$

$$r_3 = \frac{k_{1-3}}{k} = \frac{27}{200} = 0,135, \tag{11}$$

$$r_4 = \frac{k_{1-4}}{k} = \frac{1}{200} = 0,005. \tag{12}$$

За результатами розрахунків усталених режимів в тих реалізаціях схеми імовірно-статистичного моделювання, у яких в подальшому відбулись порушення динамічної стійкості, визначаються середні значення перетоків потужності по елементам, відмова яких призводить до розвитку аварії. Отримані середні значення перетоків складають (у відносних одиницях):  $P_{Л100-202}^* = 0,944$ ,  $P_{Л15-8}^* = 0,879$ ,  $P_{Л8-200}^* = 0,889$ ,  $P_{Л100-101}^* = 1,059$ .

Підхід до визначення залежностей  $A(P)$  показано на прикладі лінії Л8-200, імовірність відмови якої є найвищою ( $p_3(\Delta t) = 0,109$ ), та яка при виконанні 200 реалізацій ІСМ відмовила 21 раз. Для визначення аналітичної залежності  $A=f(P)$  необхідно отримати декілька точок, які б представляли собою пари значень  $(A;P)$  з відповідним рівнем достовірності. Для отримання адекватного результату достатньо приблизно 100–120 реалізацій схеми ІСМ [5]. Виходячи з цього, на множині реалізацій схеми ІСМ  $K=200$  обрано п'ять підмножин, кожна з кількістю елементів  $K'=100$  (табл. 3). На кожній з цих підмножин визначено ризик порушення динамічної стійкості при відмові лінії Л8-200 та середнє значення перетоку потужності в доаварійному режимі. На основі цих даних розраховано коефіцієнт  $A$  для кожної з підмножин  $K'$ .

Таким чином, отримано п'ять пар значень  $(A;P)$ . Отримані пари значень визначено у Декартовій системі координат та запропоновано їхню апроксимацію декількома аналітичними функціями, серед яких треба обрати таку, яка дає найкращу кореляцію між статистичними даними та функціональною залежністю.

Таблиця 2

Результати імовірно-статистичного моделювання

№	Навантаження у вузлах схеми								Напруга у вузлі 101, U, в. о.	Відмова		Порушення динам. стійкості у тест. схемі
	4		6		100		202			ЛЕП, що відмовила	P, в. о. в д/ав режимі	
	P, МВт	Q, МВАр	P, МВт	Q, МВАр	P, МВт	Q, МВАр	P, МВт	Q, МВАр				
1	946	515	639	196	593	402	1019	680	0,96	–	–	немає
2	861	507	590	195	592	380	1037	583	1,03	Л8-200	0,847	є
3	1001	490	548	187	658	458	996	613	0,95	–	–	немає
4	1004	495	644	182	705	459	1070	682	0,97	–	–	немає
5	901	529	607	196	684	426	1029	643	0,97	–	–	немає
6	1018	502	557	206	610	411	971	597	1,03	–	–	немає
7	872	515	631	199	686	461	947	626	1,01	Л15-8	0,897	є
8	884	522	627	192	639	395	979	658	1,05	–	–	немає
9	1059	527	544	184	650	460	1021	588	0,99	–	–	немає
10	930	543	548	217	641	409	963	652	1,04	–	–	немає
11	931	464	580	210	640	441	1081	720	0,96	–	–	немає
12	875	538	542	214	653	429	1081	606	1,00	–	–	немає
13	949	498	649	184	672	387	972	666	0,97	–	–	немає
14	1059	495	582	214	620	467	952	595	0,99	Л8-200	0,939	є
15	1028	535	571	211	648	435	1074	718	1,00	–	–	немає
16	941	477	559	211	670	464	983	683	1,04	–	–	немає
17	1050	465	567	184	650	461	1015	701	0,99	–	–	немає
18	932	521	574	218	605	463	945	613	1,02	–	–	немає
19	983	495	607	185	712	436	1085	650	1,00	–	–	немає
20	977	475	619	191	707	441	1022	618	0,96	–	–	немає
...												
199	1047	462	589	202	709	404	1092	688	1,00	Л8-200	0,959	є
200	1000	535	588	188	625	383	1007	590	0,97	–	–	немає

Таблиця 3

Підмножини  $K'$  для визначення аналітичної залежності  $A=f(P)$

№	N відмов	r	P <sub>сер</sub>	A
1	10	0,1	0,884	1,038
2	8	0,08	0,89	0,825
3	9	0,09	0,891	0,927
4	11	0,11	0,894	1,129
5	10	0,1	0,903	1,016

В якості критерію оцінювання достовірності відтворення аналітичною залежністю статистичних даних обрано коефіцієнт кореляції  $R^2$ , який має бути якомога ближчим до одиниці. Запропоновані типи аналітичних функцій, визначені шляхом апроксимації аналітичних вирази та коефіцієнти кореляції приведені в табл. 4.

Таблиця 4

Апроксимовані залежності  $A(P)$

Тип функції	Вираз $A(P)$	Значення $R^2$
Постійна	$A = 0,889$	0,982
Лінійна	$A = 2,997 \cdot P - 1,687$	0,968
Квадратична	$A = 525,15 \cdot P^2 - 935,89 \cdot P + 417,93$	0,915
Логарифмічна	$A = 2,667 \cdot \ln P + 1,291$	0,832
Степенева	$A = 1,356 \cdot P^{2,841}$	0,686
Експоненціальна	$A = 0,0568 \cdot e^{3,193P}$	0,661

Аналіз результатів, представлених в табл.4, свідчить, що найбільш точною апроксимацією є  $A = const$ . На основі отриманих результатів, за виразом (6) визначаються шукані коефіцієнти  $A_i$ :

$$A_1 = \frac{r_1}{p_1(\Delta t) \cdot P_{сер1}^*} = \frac{0,04}{0,072 \cdot 0,944} = 0,589; \quad (13)$$

$$A_2 = \frac{r_2}{p_2(\Delta t) \cdot P_{сер2}^*} = \frac{0,065}{0,057 \cdot 0,879} = 1,297; \quad (14)$$

$$A_3 = \frac{r_3}{p_3(\Delta t) \cdot P_{сер3}^*} = \frac{0,135}{0,109 \cdot 0,889} = 1,393; \quad (15)$$

$$A_4 = \frac{r_4}{p_4(\Delta t) \cdot P_{сер4}^*} = \frac{0,005}{0,002 \cdot 1,059} = 2,361. \quad (16)$$

Маючи коефіцієнти  $A_i$  можна провести оцінку ризику виникнення порушення динамічної стійкості в ЕЕС на інтервалі часу  $\Delta t$  за того чи іншого доаварійного режиму. Для п'яти доаварійних режимів, напруги та навантаження яких представлені в табл. 5, за результатами розрахунку усталеного режиму визначено перетоки потужностей через лінії, що формують множини  $M_1$ . Значення перетоків у в. о. приведені в табл. 6.

Таблиця 5

Потужності навантаження та напруга балансуєчого вузла в доаварійному режимі

№	Навантаження у вузлах схеми								Напруга у вузлі 101, U, в.о.
	4		6		100		202		
	P, МВт	Q, МВАр	P, МВт	Q, МВАр	P, МВт	Q, МВАр	P, МВт	Q, МВАр	
1	863	456	551	185	589	386	904	581	0,98
2	1058	543	654	215	711	467	1099	717	1,00
3	867	461	656	217	592	383	1092	712	0,96
4	1055	546	553	184	710	469	905	583	1,03
5	1021	548	620	186	626	433	1095	696	1,02

Таблиця 6

Перетоки потужності по лініям

№	$P^*$ , в. о.			
	Л100-202	Л15-8	Л8-200	Л100-101
1	1,077	0,899	0,908	0,852
2	0,789	0,884	0,893	1,067
3	0,863	0,847	0,858	0,546
4	1,008	0,935	0,943	1,081
5	0,817	0,861	0,873	0,951

За виразом (7) проведено експрес-оцінювання ризику порушення динамічної стійкості ЕЕС на інтервалі часу  $\Delta t = 3$  міс. для кожного доаварійного режиму (табл. 7).

Таблиця 7

Експрес оцінювання ризику порушення динамічної стійкості та його відхилення від результатів ICM

№	Ризик	Відхилення відносно ризику за ICM, %
1	0,249	5,8
2	0,226	4,0
3	0,221	5,7
4	0,251	6,9
5	0,235	4,1

Отриманий результат порівняно з величиною ризику, визначеною при проведенні імовірісно-статистичного моделювання. Значення відхилення визначається за виразом:

$$\delta = \frac{|R_{емп} - R_{ICM}|}{R_{ICM}} \cdot 100, \% \quad (17)$$

і вони також приведені у табл. 7. Діапазон зміни вихідних параметрів доаварійного режиму ЕЕС лежить в межах  $\pm 10\%$ ; відхилення величин ризику, розрахованих за емпіричною формулою знаходиться за абсолютною величиною також не перевищує  $10\%$ , що свідчить про достовірність аналітичної формули визначення ризику (7) та коефіцієнтів  $A_i$ , що входять до її складу.

## 6. Висновки

Розроблений аналітичний метод оцінювання ризику виникнення аварійної ситуації в ЕЕС дозволяє

виконувати експрес-оцінку ризику без щоразового проведення громіздкого імовірісно-статистичного моделювання, що робить його ефективним при проведенні прогностичних оцінок ризиків виникнення аварії в ЕЕС в режимі "on-line". Достовірність розробленого методу підтверджена розрахунковим прикладом. Суть запропонованого метода полягає у визначенні аналітичного виразу, який дозволяє достовірно виконувати оцінку ризику виникнення аварії в енерго-

системі ґрунтуючись лише на характеристиках стану обладнання та параметрах доаварійного режиму ЕЕС.

Подальший розвиток аналітичних методів оцінювання ризиків виникнення аварії в ЕЕС полягає у визначенні залежності коефіцієнтів  $A_i$ , що входять у аналітичний вираз для експрес-оцінювання ризику виникнення аварії в ЕЕС, від розглядуваного інтервалу часу  $i$ , як наслідок, в уточненні поліноміальних залежностей з урахуванням того, що  $A_i = f(\Delta t)$ .

---

#### Література

1. Ciapessoni, E. A probabilistic approach for operational risk assessment of power systems [Text] / E. Ciapessoni, D. Cirio, E. Gagleo-  
ti // CIGRE. – 2008. – Pap. C4–114.
2. Handschin, E. Long term optimization for risk-oriented asset management [Electronic resource] / E. Handschin, I. Jurgens,  
C. Neumann // 16th Power Systems Computation Conference. – Glasgow, 2008. – Available at: \www/URL: [http://  
www.psc-central.org/uploads/tx\\_ethpublications/psc2008\\_597.pdf](http://www.psc-central.org/uploads/tx_ethpublications/psc2008_597.pdf)
3. Kosterev, M. V. Risk Estimation of Induction Motor Fault in Power System [Text] / M. V. Kosterev, E. I. Bardyk, V. V. Litvinov //  
WSEAS Transactions on Power Systems. – Oct. 2013. – Vol. 8, № 4. – P. 217–226.
4. Воропай, Н. И. Оценка надежности подстанции вероятностным методом [Текст] / Н. И. Воропай, А. В. Дьяченко // Элек-  
трические станции. – 2011. – № 1. – С. 35–41.
5. Літвінов, В. В. Оцінка ризику порушення стійкості двигунового навантаження при відмовах електрообладнання в підсисте-  
мі ЕЕС [Текст]: автореф. дис. ... канд. техн. наук: 05.14.02 / В. В. Літвінов; НТУУ «КПІ». – К., 2012. – 20 с.
6. Qui, Q. Risk assessment of power catastrophic failures and hidden failure monitoring and control system [Text]: PhD thesis in  
electrical engineering / Q. Qui. – Blacksburg, Virginia, USA, 2003. – 212 p.
7. Ситников, В. Ф. Вероятностно-статистический подход к оценке ресурсов электросетевого оборудования в процессе эксплу-  
атации [Текст] / В. Ф. Ситников, В. А. Скопинцев // Электричество. – 2007. – № 11. – С. 9–15.
8. Літвінов, В. В. Дослідження впливу відмов протиаварійної автоматики на ризик виникнення аварії в енергосистемі  
[Текст] / В. В. Літвінов // Східно-Європейський журнал передових технологій. – 2014. – № 6/8 (72). – С. 47–56.  
doi:10.15587/1729-4061.2014.32043
9. Schwan, M. Assessing the impact of maintenance strategies on supply reliability in asset management methods [Text] / M. Schwan,  
K.-H. Weck, M. Roth // CIGRE. – 2004. – Pap. C1–108.
10. Соболев, И. М. Численные методы Монте-Карло [Текст] / И. М. Соболев. – М.: Наука, 1973. – 312 с.
11. Костерев, М. В. Оцінка імовірності відмови електрообладнання при керуванні режимами електричної системи [Текст] /  
М. В. Костерев, Є. І. Бардик, В. В. Літвінов // Наукові праці Донецького національного технічного університету. Серія:  
Електротехніка і енергетика. – Донецьк: ДВНЗ «ДонНТУ», 2011. – Вип. 11 (186). – С. 199–204.