

6. Devi, L. Catalytic removal of biomass tars; Olivine as prospective in-bed catalyst for fluidized-bed biomass [Text] / L. Devi. – Technische Universiteit Eindhoven, 2005. – 142 p.
7. Ulrik, H. The Design, Construction and Operation of a 75 kW Two-Stage Gasifier [Text] / H. Ulrik // ECOS-2003, Copenhagen, Denmark, 2003.
8. Шевченко, Г. Л. Комплексная технология термической переработки биомассы [Текст] / Г. Л. Шевченко, Ю. В. Шишко, Е. В. Кремнева // Технічна теплофізика та промислова теплоенергетика: збірник наукових праць. – 2010. – Вип. 2. – С. 217–227.
9. Пат. 41146 Україна, МПК (2009) B01J 20/20. Спосіб газифікації твердого палива [Текст] / Кремнева К. В., Шевченко Г. Л., Шишко Ю. В., Усенко А. Ю., Кремнев В. Е., Губинський С. М. – заявник та власник патенту Національна металургійна академія України. – № u 2008 13136; заявл. 12.11.2008; опубл. 12.05.2009, Бюл. № 9.
10. Корчевой, Ю. П. Экологически чистые угольные энерготехнологии [Текст] / Ю. П. Корчевой, А. Ю. Майстренко, А. И. Топал. – К.: Проект “Наукова думка”, 2004. – 186 с.
11. Канторович, Б. В. Основы теории горения и газификации твердого топлива [Текст] / Б. В. Канторович. – М.: Издательство академии наук СССР, 1958. – 593 с.
12. Кадышев, В. Г. Расчет рабочего процесса поршневых и комбинированных автотракторных двигателей [Текст] / В. Г. Кадышев, С. В. Тиунов. – Набережные челны: КамГПИ, 2002. – 62 с.
13. Кремнева, Е. В. Исследование влияния основных параметров паровоздушной газификации древесного угля на качество генераторного газа [Текст] / Е. В. Кремнева, В. Е. Кремнев // Металлургическая теплотехника. – 2005. – Т. 1. – С. 283–292.
14. Дмитроченкова, Э. И. Эксергетический анализ когенерационной установки на базе реконструированного двигателя внутреннего сгорания [Текст] / Э. И. Дмитроченкова // Вісн. Донбаської нац.акад. будівн. і архітектури. Інженерні системи та техногенна безпека. –2010. – Вип. 6 (86). – С. 108–116.

УДК 621.311.001.57

DOI: 10.15587/1729-4061.2014.32043

ДОСЛІДЖЕННЯ ВПЛИВУ ВІДМОВ ПРОТИАВАРІЙНОЇ АВТОМАТИКИ НА РИЗИК ВИНИКНЕННЯ АВАРІЇ В ЕНЕРГОСИСТЕМІ

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

В статті розв’язано задачу оцінювання надійності роботи електроенергетичної системи при відмовах силового, комутаційного та вторинного обладнання. В якості показника надійності прийнято ризик виникнення системної аварії, що дозволяє оцінити причини аварії, сценарії її розвитку та наслідки. Для оцінювання ризику запропоновано імовірнісно-статистичний метод з урахуванням технічного стану електрообладнання системи та стану протиаварійної автоматики

Ключові слова: ризик, імовірність, відмова, системна аварія, системна автоматика, імовірнісно-статистичний метод

В статье решена задача оценивания надежности работы электроэнергетической системы при отказах силового, коммутационного и вторичного оборудования. В качестве показателя надежности принят риск возникновения системной аварии, что позволяет оценить причины аварии, сценарии её развития и последствия. Для оценивания риска предложен вероятностно-статистический метод с учетом технического состояния электрооборудования системы и состояния протиаварийной автоматики

Ключевые слова: риск, вероятность, отказ, системная авария, системная автоматика, вероятностно-статистический метод

1. Вступ

На сьогоднішній день електроенергетичні системи (ЕЕС) України та інших країн східної Європи пра-

цюють у тяжких умовах, які виникли внаслідок дії наступних факторів:

– до 75 % силового, комутаційного та вторинного обладнання повністю відпрацювало свій ресурс;

- темпи заміни та модернізації існуючого обладнання значно відстають від темпів його старіння;
- ринкові відносини в енергетиці спричиняють максимально напружений режим експлуатації обладнання до повного його зношення.

Таким чином, враховуючи вплив перерахованих факторів, можна сказати що одним з важливих завдань є підвищення надійності роботи ЕЕС. Для підвищення надійності необхідна організація ефективного управління ЕЕС, яка вимагає комплексного підходу, який би враховував випадковість відмов елементів ЕЕС, стохастичний характер її режиму, можливий сценарій розвитку аварії та наслідки в технічному, економічному чи матеріальному еквіваленті. Інтегральним критерієм надійності, який найбільш повно охопить ці фактори, є технічний ризик.

2. Аналіз літературних даних та постановка проблеми

Сучасні світові тенденції розвитку методів і засобів забезпечення надійної роботи ЕЕС свідчать про зростання ролі ризик-менеджменту при прийнятті управлінських рішень [1–3]. Застосування стратегії ризик-менеджменту при керуванні ЕЕС вимагає визначення ризику як інтегрального показника функціонування, який дає можливість найбільш повно та достовірно характеризувати стан ЕЕС [4].

Ризик аварії в ЕЕС включає в себе імовірність її виникнення та наслідки [3, 5]. Важливим є визначення підходу до оцінки ризику. Детермінований підхід є простішим, але він дає або завищену або занижену оцінку ризику через те що не враховує її імовірнісну складову. В [6] запропоновано імовірнісний підхід до оцінювання ризику виникнення каскадних аварій в ЕЕС. Також цей підхід використано в [7] для оцінювання ресурсу обладнання ЕЕС.

В [5, 8] розглянуто підходи до визначення ризику виникнення катастрофічної (системної) аварії в ЕЕС. В [8] застосовано імовірнісний підхід з побудовою «дерева подій» та запропоновано метод моніторингу «прихованих відмов» пристроїв релейного захисту і автоматики. Аналіз [9] показав що «приховані відмови» схем релейного захисту і протиаварійної автоматики є однією з основних причин розвитку системних аварій.

Одним з підходів до підвищення надійності ЕЕС є удосконалення існуючої структури протиаварійної автоматики шляхом впровадження децентралізованих адаптивних систем для протидії каскадному розвитку аварії [10] та впровадження пристроїв FACTS [6]. В роботах [7, 11] запропоновано імовірнісно-статистичний підхід до оцінювання ризику виникнення аварії на інтервалі часу з урахуванням фактичного технічного стану (ТС) електрообладнання. У відповідності до цього підходу розроблені моделі оцінювання ризику виникнення різноманітних аварійних ситуацій в підсистемах ЕЕС. В якості збурень, які призводять до аварій в підсистемі ЕЕС, розглядаються відмови силового (генератори, трансформатори, лінії електропередачі (ЛЕП)) та комутаційного (високовольтні вимикачі) обладнання.

Для достовірного оцінювання та аналізу ризику виникнення системних аварій необхідне врахування

системної протиаварійної автоматики (СПА), а саме її роботи під час виникнення збурень в ЕЕС та її працездатності. Якщо підійти до оцінювання ризику виникнення системної аварії в ЕЕС без урахування існуючих пристроїв СПА, то отримана величина ризику буде необґрунтовано завищеною через те, що неврахування дії СПА рівнозначно прийняттю імовірності її відмови рівній 1, що не відповідає дійсності. Якщо навпаки, враховувати дію пристроїв СПА не беручи до уваги можливість їхньої відмови, отримане значення ризику буде заниженим. Таким чином, оцінювання імовірності та ризику виникнення аварії в ЕЕС з урахуванням СПА представляє собою актуальну задачу.

3. Мета і завдання дослідження

Метою проведеного дослідження є достовірне оцінювання ризику виникнення системної аварії в ЕЕС, яке дозволить реалізацію ризик-орієнтованого управління ЕЕС в умовах великої кількості невизначеностей.

Для досягнення поставленої мети було поставлено завдання розробити метод оцінювання ризику виникнення системної аварії, який би враховував ТС силового та комутаційного обладнання, роботу пристроїв СПА, їхні приховані відмови, а також стохастичний характер режиму ЕЕС.

4. Дослідження ризику виникнення системної аварії в ЕЕС з урахуванням відмов пристроїв СПА

Ризик виникнення аварії в ЕЕС або її підсистемі у загальному випадку визначається за наступним виразом [12]:

$$R = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m P(S_i) \cdot P(H_j / S_i) \cdot D_j, \quad (1)$$

де m – кількість одиниць обладнання в ЕЕС, n – кількість можливих аварійних сценаріїв, $P(S_i)$ – імовірність відмови i -того елемента на інтервалі часу Δt , $P(H_j / S_i)$ – умовна імовірність розвитку аварії за j -тим сценарієм, D_j – завдані аварією збитки.

Всі можливі сценарії розвитку аварії формують множину аварійних сценаріїв N . Коли розглядається задача оцінювання надійності роботи ЕЕС то, в залежності від її розмірів та деталізації під час оцінювання ризику, кількість сценаріїв у цій множини може досягати кількох сотень. В цьому випадку доцільним є проведення кластеризації аварійних сценаріїв з визначенням приналежності аварійних сценаріїв до певних класів в залежності від тяжкості можливих наслідків для ЕЕС. За такої класифікації, клас найтяжчих аварій складуть системні аварії (порушення статичної, динамічної або результуючої стійкості ЕЕС, асинхронні режими, тощо).

При визначенні ризику виникнення системної аварії з урахуванням стану СПА, постає питання кількісної оцінки надійності СПА. Показники надійності систем релейного захисту і автоматики, до яких відноситься СПА, є дуже різноманітними [13–15] і підходи до їхнього оцінювання мають особливості, що викликані наступними факторами:

– більше 99 % всього часу експлуатації пристрої СПА знаходяться в режимі «очікування», наслідком чого є можливість виникнення в них так званих «прихованих відмов», які проявляються лише під час автоматичної ліквідації аварійного режиму у вигляді невиконання пристроєм СПА своїх функцій;

– різноманітність видів відмов пристроїв СПА (відмови у спрацюванні, хибні спрацювання, надлишкові спрацювання);

– складність пристроїв СПА;

– необхідність врахування часткового відновлення ресурсу пристроїв СПА після періодичних перевірок в об'ємі «контроль» та «відновлення».

Від правильності та обґрунтованості вибору показника надійності пристроїв СПА залежить достовірність оцінювання ризику виникнення системної аварії в ЕЕС. Для обґрунтування вибору показника надійності необхідно зробити формальний опис процесу розвитку системної аварії в ЕЕС. Нехай існує множина елементів силового та комутаційного обладнання M . До множини M відносяться тільки такі елементи ЕЕС, відмова яких може спричинити розвиток системної аварії за певним сценарієм з множини N . Для запобігання розвитку подій за сценаріями з множини N в ЕЕС існують пристрої СПА, які формують множину L . Також існує множина T значень режимних параметрів ЕЕС за яких можливе виникнення події з множини N . Нехай на розглядуваному інтервалі часу Δt відбулась відмова елементу з множини M та/або деякий режимний параметр ЕЕС досягнув значення з множини T . Для запобігання розвитку аварії за сценарієм з множини N повинен спрацювати пристрій СПА з множини L , тобто перейти з режиму «очікування» в робочий режим. Якщо цей перехід не відбувається, то розвивається системна аварія з множини N . Перехід пристрою СПА з режиму «очікування» в робочий режим не відбувається у разі наявності у цьому пристрої прихованого дефекту, який виник під час його знаходження в режимі очікування. Згідно з [13], показником, який кількісно характеризує цю подію, є імовірність знаходження пристрою СПА у непрацездатному стані в момент виникнення збурення в ЕЕС.

В цьому випадку, вираз для оцінки ризику виникнення системної аварії з урахуванням СПА запишеться наступним чином:

$$R = \sum_{k=1}^l \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m P(S_i) \cdot P(H_j / S_i) \cdot P(G_k / H_j, S_i) \cdot D_j, \quad (2)$$

де l – кількість пристроїв СПА в ЕЕС, $P(G_k / H_j, S_i)$ – імовірність відмови k -того пристрою СПА в разі розвитку системної аварії за j -тим сценарієм, який спричинено відмовою i -того елементу, або, іншими словами, імовірність знаходження цього пристрою у непрацездатному стані на момент виникнення в ЕЕС збурення, здатного привести до розвитку системної аварії.

При оцінці ризику виникнення системної аварії за виразом (2) постає питання визначення імовірності знаходження пристроїв СПА в непрацездатному стані. Нечітко-статистичний метод оцінки імовірності відмови об'єкта, розроблений для елементів силового та комутаційного обладнання [4, 11, 16] дає можливість врахування як статистич-

них даних щодо функціонування обладнання даного типу так і індивідуальних характеристик окремої одиниці обладнання. Однак, його застосування при оцінюванні імовірності відмови пристроїв вторинної комутації (релейного захисту, СПА) має ряд обмежень, а саме:

– приховані відмови роблять існуючі інтегральні статистичні функції відмов пристроїв СПА $F(t)$ такими, що недостатньо достовірно описують подію знаходження пристрою СПА у непрацездатному стані на момент початку системної аварії;

– складність пристроїв СПА і необхідність їхньої деталізації при оцінюванні ТС конкретних об'єктів ускладнює створення достовірних нечітких моделей та виявлення причинно-наслідкових співвідношень між умовними імовірностями підтвердження відмови наявністю певного ТС та самим ТС.

Ці об'єктивно існуючі обмеження роблять нечітко-статистичний метод [4, 11] малоефективним при його застосуванні до пристроїв СПА. Слід зазначити, що нечітко-статистичний підхід [11] може бути ефективно застосований до пристроїв СПА, але розроблені на його положеннях методи та моделі мають враховувати вказані вище обмеження.

Тому, на даному етапі дослідження, умісним є використання статистичних методів оцінювання пристроїв СПА [13], які забезпечують необхідну деталізацію пристроїв СПА по елементах, з яких вони складаються, та за взаємозв'язками між ними. Для визначення імовірності знаходження окремого пристрою СПА в непрацездатному стані в момент виникнення аварійної ситуації необхідно представити взаємозв'язки елементів пристроїв СПА, визначити параметри потоку відмов ω цих елементів, скласти формальний опис системи з точки зору надійності (наприклад, за методом мінімальних перетинів) та визначити імовірності знаходження пристроїв у непрацездатному стані як функції від часу $Q(t)$. Якщо n елементів пристрою СПА з'єднані послідовно (з точки зору надійності), то ця функція визначається наступним виразом [13]:

$$Q(t) = 1 - e^{-(\omega_1 + \dots + \omega_n)t}. \quad (3)$$

Якщо n елементів пристрою СПА з'єднані паралельно (тобто є резервування), то функція $Q(t)$ визначається наступним виразом [13]:

$$Q(t) = 1 - \left(\sum_{i=1}^n e^{-\omega_i t} - \sum_{i,j=1; i \neq j}^n e^{-(\omega_i + \omega_j)t} + \sum_{i,j,k=1; i \neq j \neq k}^n e^{-(\omega_i + \omega_j + \omega_k)t} - \dots \right). \quad (4)$$

Для оцінювання ризику виникнення системної аварії в ЕЕС з урахуванням СПА запропоновано імовірно-статистичний метод, у якому враховується ТС силового та комутаційного обладнання, робота та стан пристроїв СПА, а також стохастичний характер режиму ЕЕС.

Практична реалізація цього методу здійснюється за наступним алгоритмом.

1. Формується множина можливих аварійних сценаріїв в ЕЕС N .

2. Формується множина пристроїв СПА L .

3. На множині N визначається підмножина аварійних сценаріїв N_1 , які відносяться до класу системних аварій в ЕЕС.

4. На множині M визначається підмножина M_1 елементів, відмова яких може призвести до розвитку аварії за сценарієм з підмножини N_1 .

5. Для елементів електрообладнання з підмножини M_1 формується множина станів S_1 за нечіткими моделями оцінювання ТС відповідних об'єктів: (генераторів [16], трансформаторів [17], ЛЕП [18], вимикачів [11]).

6. За статистичними інтегральними функціями розподілу імовірності відмов відповідних типів обладнання $F(t)$ визначаються апіорні імовірності відмови $p(H_1)$ та безвідмовної роботи $p(H_2)$ елементів підмножини M_1 на інтервалі часу $\Delta t = t_2 - t_1$:

$$p(H_1) = \frac{F(t_2) - F(t_1)}{1 - F(t_1)}, \tag{5}$$

$$p(H_2) = 1 - p(H_1). \tag{6}$$

7. За допомогою нечіткого виводу Заде з використанням матриць причинно-наслідкових співвідношень R_p та R_Q [11] визначаються умовні імовірності $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ для елементів підмножини M_1 :

$$p(B/H_1) = \zeta(S_1), \tag{7}$$

$$p(B/H_2) = \xi(S_1). \tag{8}$$

8. За теоремою Байеса визначаються імовірності відмови елементів з підмножини M_1 на інтервалі часу Δt з урахуванням їхнього ТС:

$$p(H_1/B) = \frac{p(H_1) \cdot p(B_1/H_1)}{p(H_1) \cdot p(B/H_1) + p(H_2) \cdot p(B/H_2)}, \tag{9}$$

і виконується уточнення статистичних функцій $F(t)$ на інтервалі часу Δt :

$$F'(t_2) = F(t_1) + p(H_1/B). \tag{10}$$

9. За методом мінімальних перетинів визначаються функції $Q(t)$ пристроїв системної автоматики з множини L .

10. За допомогою генератора випадкових чисел (ГВЧ) визначаються:

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

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

10.3. напруга у балансуєчому вузлі ЕЕС в межах $[U_{MIN}; U_{MAX}]$.

11. За допомогою ГВЧ визначається значення імовірності відмови для кожного елемента підмножини M_1 в момент його відмови $p(t_B)$.

12. На підмножині елементів M_1 виділяється підмножина елементів M_2 , імовірність відмови яких потрапила до інтервалу $[F(t_1); F(t_2)]$.

13. Якщо $M_2 \in \Pi$, то для кожного елемента цієї підмножини визначається момент відмови елемента на інтервалі часу Δt : $t_B = F^{-1}(p(t_B))$, $t_B \in [t_1; t_2]$.

14. З підмножини елементів M_2 обирається елемент, час відмови якого t_B є мінімальним.

15. У схемі ЕЕС моделюється перехідний режим, який виникає внаслідок відмови обраного елемента з підмножини елементів M_2 , визначається факт настання або ненастання події з множини T .

16. У випадку, якщо відмова обраного елемента спричиняє роботу пристрою СПА з множини L , або настання події з множини T , то, за визначеною в п. 10 відповідною функцією $Q(t)$, розраховується імовірність знаходження пристрою СПА в момент часу t_B в непрацездатному стані $Q(t_B)$.

17. За допомогою ГВЧ визначається значення імовірності $p(t_{HC})$ за якої відбудеться перехід обраного пристрою СПА в непрацездатний стан.

18. Якщо отримане значення $p(t_{HC}) \in [0; Q(t_B)]$, то пристрій СПА в момент часу відмови силового елемента знаходиться в непрацездатному стані, оскільки прихована відмова пристрою РЗ відбулась раніше: $t_{HC} \leq t_B$. Якщо $p(t_{HC}) \in (Q(t_B); 1]$, то пристрій СПА в момент часу відмови силового елемента знаходиться в працездатному стані, оскільки до моменту часу t_B прихована відмова не відбулась.

19. В залежності від результату, отриманого в п. 18, моделюється спрацювання або неспрацювання відповідного пристрою СПА під час розвитку аварійної ситуації в ЕЕС.

20. Пункти 11–19 алгоритму виконуються k разів.

21. З отриманої множини перехідних режимів ЕЕС K виділяється підмножина режимів K_1 у яких за результатами моделювання відбувається подія з підмножини N_1 .

22. Визначається імовірність виникнення аварії в ЕЕС за відмови силового або комутаційного обладнання з урахуванням системної протиаварійної автоматики як $p = k_1/k$.

23. Визначаються збитки Y від виникнення системних аварій в ЕЕС (у технічному, економічному, екологічному або іншому еквіваленті).

24. Визначається ризик виникнення системної аварії в ЕЕС як $R = p \cdot Y$.

5. Імовірнісно-статистичне моделювання (ІСМ) системної аварії у тестовій схемі ЕЕС

На рис. 1 представлено 14-вузлову тестову схему ЕЕС. У запропонованій ЕЕС на інтервалі часу $\Delta t = 3$ міс. (січень-березень) необхідно визначити ризик порушення динамічної стійкості.

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

Прийнято, що 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 вважаються 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.

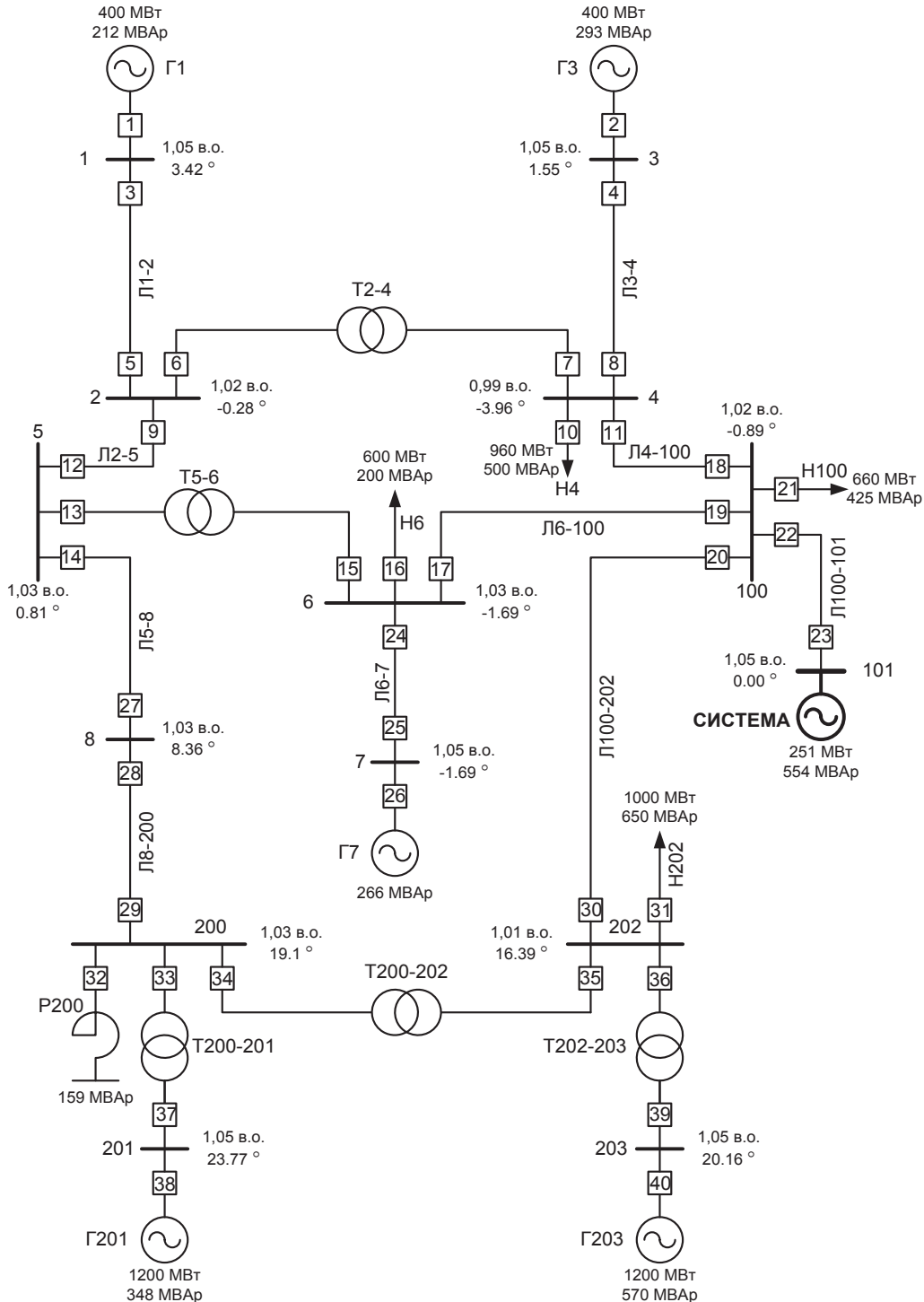


Рис. 1. 14-вузлова тестова схема ЕЕС

Напряга у вузлах генерації підтримується незмінною за допомогою автоматичних регуляторів збудження сильної дії на рівні $1,05U_{ном}$.

В тестовій схемі ЕЕС діють наступні пристрої СПА:

- автоматика розвантаження гідрогенератора Г201 при відключенні ЛЕП Л5-8 або Л8-200 (АРГ201);
- автоматика відключення турбогенератора Г1 при відключенні трансформатора Т5-6 (АВГ1);
- автоматика розвантаження гідрогенератора Г203 при відключенні ЛЕП Л100-202 (АРГ203);

– автоматика розвантаження гідрогенераторів Г201 та Г203 при відключенні трансформатора Т200-202 (АРГ201-203).

За своєю структурою ці пристрої відносяться до автоматики з дією за заданим аварійним збуренням [19]. Структурні схеми перерахованих пристроїв СПА представлені на рис. 2.

На рис. 2: ПО – пусковий орган, ПРД – передатчик, ПРМ – приймач, ВО – виконавчий орган.

В якості прикладу, на рис. 3 приведено принципову схему пристрою СПА АРГ201.

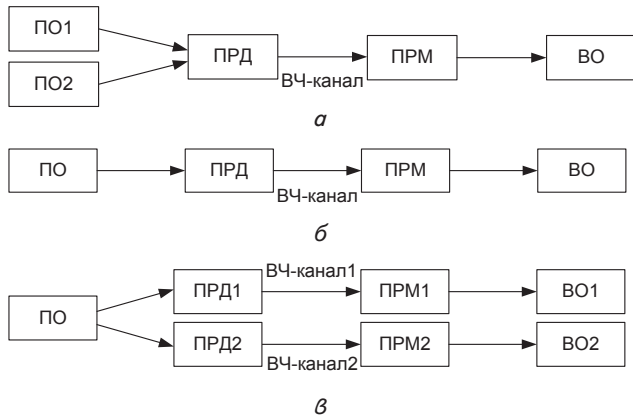


Рис. 2. Структурні схеми пристроїв протиаварійної автоматики тестової схеми: а – АРГ201; б – АВГ1, АРГ203; в – АРГ201-203

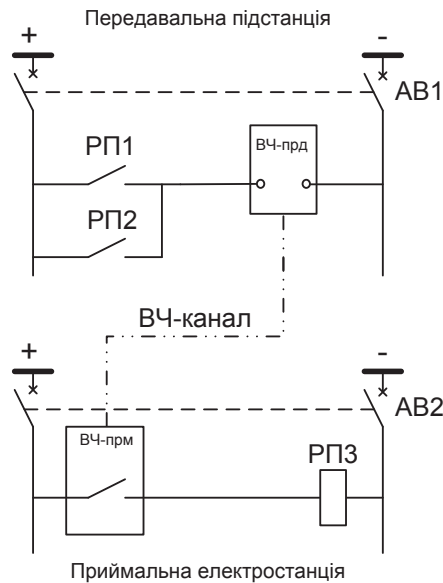


Рис. 3. Принципова схема ПА АРГ201

На рис. 3: РП1 – контакт вихідного реле захисту ЛЕП Л5-8; РП2 – контакт вихідного реле захисту ЛЕП Л8-200; РП3 – вихідне реле, яке діє на розвантаження генератора Г201, ВЧ-прд – високочастотний передатчик команди, ВЧ-прм – високочастотний приймач команди, АВ1, АВ2 – автоматичні вимикачі оперативного струму на передавальній підстанції та приймальній електростанції.

Відмови ЛЕП Л5-8 та Л8-200 і їхніх вимикачів можна вважати незалежними подіями (відмова шин підстанції №8, яка призведе до одночасної відмови цих двох ЛЕП є дуже малоімовірною подією у порівнянні з відмовою ліній). Це треба врахувати при оцінці працездатності АРГ201. Так як ця СПА має в якості входу два незалежні збурення, то функції $Q(t)$ треба складати окремо для випадку відмови ЛЕП Л5-8 та Л8-200. Функції $Q(t)$ АРГ201 визначаються як:

– у випадку відключення Л5-8:

$$Q_1(t) = 1 - e^{-(\omega_{AB1} + \omega_{РП1} + \omega_{ВЧ\text{-}прд} + \omega_{ВЧ\text{-}канал} + \omega_{ВЧ\text{-}прм} + \omega_{РП3} + \omega_{AB2})t} = 1 - e^{-(0,0003 + 0,0005 + 0,002 + 0,01 + 0,002 + 0,0005 + 0,0003)t} = 1 - e^{-0,0156t}; \quad (11)$$

– у випадку відключення Л8-200:

$$Q_2(t) = 1 - e^{-(\omega_{AB1} + \omega_{РП2} + \omega_{ВЧ\text{-}прд} + \omega_{ВЧ\text{-}канал} + \omega_{ВЧ\text{-}прм} + \omega_{РП3} + \omega_{AB2})t} = 1 - e^{-(0,0003 + 0,0005 + 0,002 + 0,01 + 0,002 + 0,0005 + 0,0003)t} = 1 - e^{-0,0156t}. \quad (12)$$

Аналогічним чином визначаються функції $Q(t)$ для інших пристроїв СПА тестової схеми. Для АВГ1 та АРГ203 вони мають наступний вигляд:

$$Q(t) = 1 - e^{-0,0156t}. \quad (13)$$

Для АРГ201-203:

$$Q(t) = 1 - e^{-0,0304t}. \quad (14)$$

Множина елементів електрообладнання ЕЕС M складається з $m=60$ елементів (5 генераторів, 5 трансформаторів, 9 ЛЕП, 1 реактора та 40 вимикачів).

В якості аварійної ситуації розглядається порушення динамічної стійкості в тестовій схемі, тобто множина $N = N_1$ містить $n_1=1$ подію.

В тестовій схемі ЕЕС чотири пристрої протиаварійної системної автоматики: автоматика відключення турбогенератора Г1 при відключенні трансформатора Т5-6 (АВГ1, $t_0=11$ років в експлуатації), автоматика розвантаження гідрогенератора Г203 при відключенні ЛЕП Л100-202 (АРГ203, $t_0=14$ років), автоматика розвантаження гідрогенератора Г201 при відключенні ЛЕП Л5-8 або Л8-200 (АРГ201, $t_0=12$ років) і автоматика розвантаження гідрогенераторів Г201 та Г203 при відключенні трансформатора Т200-202 (АРГ201-203, $t_0=9$ років). Множина L складається з $l=4$ елементів.

До порушення динамічної стійкості в тестовій схемі можуть призвести відмови:

- відмова трансформатора Т5-6 та його вимикачів;
- відмова ЛЕП Л100-202 та її вимикачів;
- відмова ЛЕП Л5-8 і її вимикачів;
- відмова ЛЕП Л8-200 і її вимикачів;
- відмова трансформатора Т200-202 та його вимикачів;
- відмова ЛЕП Л100-101 та її вимикачів.

Таким чином, підмножина M_1 складається з $m=18$ елементів (2 трансформатори, 4 ЛЕП та 12 вимикачів). Для 18 елементів з підмножини M_1 за нечіткими моделями [11, 17, 18] визначено кількісні характеристики їхніх ТС у в. о. на інтервалі $[0; 1]$ (0 – поганий стан, повністю відпрацьований ресурс; 1 – добрий стан, нове обладнання) в момент часу t_1 . Результати занесені в табл. 1.

За статистичними інтегральними функціями розподілу імовірності відмов трансформаторів [20], ЛЕП [21] та вимикачів [22] $F(t)$ визначаються значення $F(t_1)$ та $F(t_2)$ ($t_2 = t_1 + \Delta t$). Графіки $F(t)$ представлені на рис. 4.

За отриманими значеннями розраховуються імовірності відмови $p(H_1)$ та безвідмовної роботи $p(H_2)$ елементів підмножини M_1 на інтервалі часу $\Delta t = 3$ міс. Результати заносяться в табл. 1. Визначені за нечітким виводом Заде умовні імовірності $p(B/H_1)$ та $p(B/H_2)$ і розраховані за теоремою Байєса умовні імовірності відмови елементів підмножини M_1 на інтервалі часу $\Delta t = 3$ міс також заносяться в табл. 1. Уточнені значення інтегральних функцій розподілу імовірності відмови обладнання на інтервалі часу

$\Delta t = 3$ міс визначається як $F'(t_2) = F(t_1) + p(B/H_1)$ і та- кож заносяться в табл. 1.

інтервалі часу Δt (або відмови обладнання на розглядуваному інтервалі часу у i -тій реалізації схеми ІСМ).

Таблиця 1

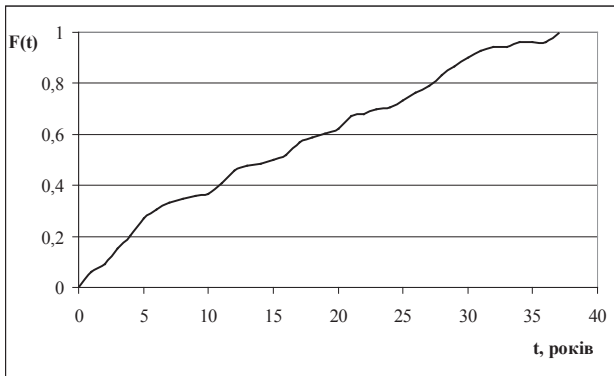
Імовірнісні характеристики елементів з підмножини M_1

Елемент	S, в. о.	$F(t_1)$	$F(t_2)$	$p(H_1)$	$p(H_2)$	$p(B/H_1)$	$p(B/H_2)$	$p(H_1/B)$	$F'(t_2)$
T5-6 (25 років)	0,625	0,507	0,512	0,010	0,990	0,355	0,658	0,005	0,512
L100-202 (75 км)	0,423	0	0,051	0,051	0,949	0,579	0,403	0,072	0,072
L5-8 (125 км)	0,499	0	0,056	0,056	0,944	0,500	0,493	0,057	0,057
L8-200 (175 км)	0,429	0	0,076	0,076	0,924	0,609	0,408	0,109	0,109
T200-202 (21 рік)	0,312	0,461	0,463	0,004	0,996	0,726	0,279	0,010	0,471
L100-101 (8 км)	0,866	0	0,006	0,006	0,994	0,215	0,796	0,002	0,002
B13 (25 років)	0,625	0,731	0,740	0,033	0,967	0,396	0,606	0,022	0,753
B14 (15 років)	0,676	0,502	0,507	0,010	0,990	0,361	0,641	0,006	0,508
B15 (25 років)	0,467	0,731	0,740	0,033	0,967	0,578	0,432	0,044	0,775
B20 (18 років)	0,593	0,587	0,591	0,010	0,990	0,396	0,609	0,007	0,594
B22 (28 років)	0,514	0,833	0,841	0,048	0,952	0,477	0,537	0,043	0,876
B23 (28 років)	0,532	0,833	0,841	0,048	0,952	0,482	0,523	0,044	0,877
B27 (15 років)	0,225	0,502	0,507	0,010	0,990	0,728	0,229	0,031	0,533
B28 (15 років)	0,246	0,502	0,507	0,010	0,990	0,727	0,227	0,031	0,533
B29 (15 років)	0,347	0,502	0,507	0,010	0,990	0,584	0,414	0,014	0,516
B30 (18 років)	0,359	0,587	0,591	0,010	0,990	0,609	0,392	0,015	0,602
B34 (21 рік)	0,500	0,671	0,674	0,009	0,991	0,500	0,500	0,009	0,680
B35 (21 рік)	0,474	0,671	0,674	0,009	0,991	0,572	0,436	0,012	0,683

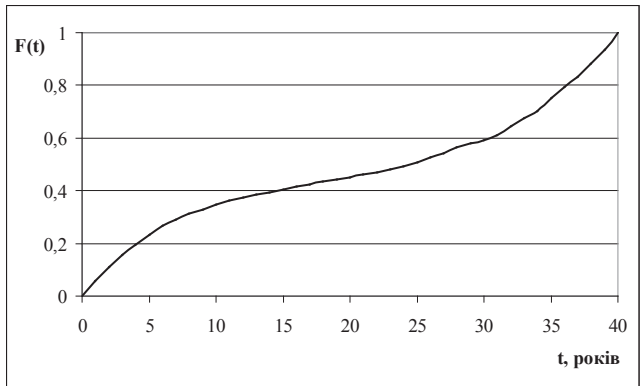
За допомогою ГВЧ визначаються: активні і реактивні потужності навантажень Н4, Н6, Н100, Н202 та напруга у вузлі 101 в момент відмови обладнання на зазначених вище інтервалах. Результати заносяться в табл. 2.

Також за допомогою ГВЧ визначається силовий елемент з підмножини M_1 , який відмовить на

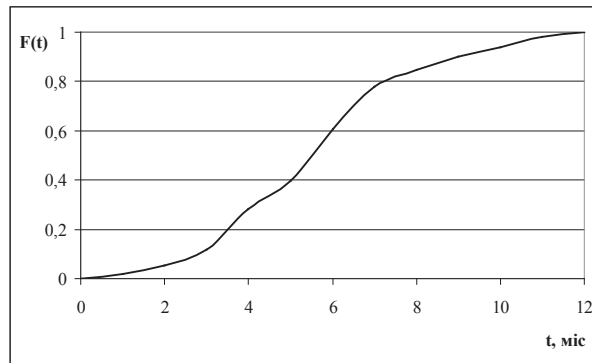
час спостереження за об'єктом, зміну функції $F(t)$ на ньому від $F(t_1)$ до $F'(t_2)$ можна уявити лінійною апроксимацією [11]. Виходячи з цього, визначається час відмови вимикача t_B на інтервалі часу $[t_1; t_2]$ та визначається елемент, у якого проміжок часу між t_1 та t_B буде найменшим. Для розглядуваної реалізації схеми ІСМ це вимикач В15 (табл. 3).



а



б



в

Рис. 4. Функції $F(t)$: а – вимикача; б – трансформатора; в – ЛЕП

Таблица 2

ИСМ тестової схеми ЕЕС

№	Навантаження у вузлах схеми								Напруга у вузлі 101, U, кВ	Відмова		Порушення динам. стійкості у тест. схемі
	4		6		100		202			ел-ту з М ₁	ел-ту з L	
	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	-	-	немає
3	1001	490	548	187	658	458	996	613	0,95	B28	-	немає
4	1004	495	644	182	705	459	1070	682	0,97	B35	-	немає
5	901	529	607	196	684	426	1029	643	0,97	-	-	немає
6	1018	502	557	206	610	411	971	597	1,03	B27	-	немає
7	872	515	631	199	686	461	947	626	1,01	-	-	немає
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	B22	-	є
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	-	-	немає
15	1028	535	571	211	648	435	1074	718	1,00	L8-200	-	немає
.....												
36	941	477	559	211	670	464	983	683	1,04	B15	ABГ1	є
.....												
1000	1050	465	567	184	650	461	1015	701	0,99	-	-	немає

Таблица 3

Визначення елемента тестової схеми, який відмовляє першим на розглядуваному інтервалі часу [t₁; t₂]

Елемент	F(t ₁)	F'(t ₂)	p(t _B) за ГВЧ	Відмова на інтервалі часу [t ₁ ; t ₂]	Δt _B =t _B -t ₁ , рік.
T5-6 (25 років)	0,507	0,512	0,2183	-	-
L100-202 (75 км)	0	0,072	0,0693	+	0,24
L5-8 (125 км)	0	0,057	0,8212	-	-
L8-200 (175 км)	0	0,109	0,9731	-	-
T200-202 (21 рік)	0,461	0,471	0,8763	-	-
L100-101 (8 км)	0	0,002	0,7654	-	-
B13 (25 років)	0,731	0,753	0,6577	-	-
B14 (15 років)	0,502	0,508	0,8257	-	-
B15 (25 років)	0,731	0,775	0,7455	+	0,08
B20 (18 років)	0,587	0,594	0,7497	-	-
B22 (28 років)	0,833	0,876	0,6771	-	-
B23 (28 років)	0,833	0,877	0,5112	-	-
B27 (15 років)	0,502	0,533	0,7297	-	-
B28 (15 років)	0,502	0,533	0,8401	-	-
B29 (15 років)	0,502	0,516	0,2417	-	-
B30 (18 років)	0,587	0,602	0,9782	-	-
B34 (21 рік)	0,671	0,680	0,8123	-	-
B35 (21 рік)	0,671	0,683	0,6823	+	0,23

У разі наявності у і-тій реалізації схеми ІСМ відмови силового обладнання, яке призводить до спрацювання пристрою СПА з множини L, за відповідною функцією Q(t) розраховується імовірність знаходження пристрою СПА в момент часу відмови в непрацездатному стані Q(t_B). Для 36-ї реалізації схеми ІСМ в тестовій схемі:

$$Q(t_B) = 1 - e^{-0,0156t} = 1 - e^{-0,0156(t_B+t)} = 1 - e^{-0,0156(11+0,08)} = 0,159. \quad (15)$$

За допомогою ГВЧ визначається імовірність відмови пристрою АВГ1 в момент переходу в непрацездатний стан: p(t_{HC}) = Random[0;1] = 0,129. p(t_{HC}) < Q(t_B), таким чином в момент відмови вимикача B15, СПА АВГ1 буде в непрацездатному стані. Моделювання перехідного режиму у тестовій схемі виконується за відмови вимикача B15, яке призводить до відключення трансформатора T5-6, та неспрацювання при цьому АВГ1. За результатами моделювання зафіксовано порушення динамічної стійкості в тестовій схемі (рис. 5).

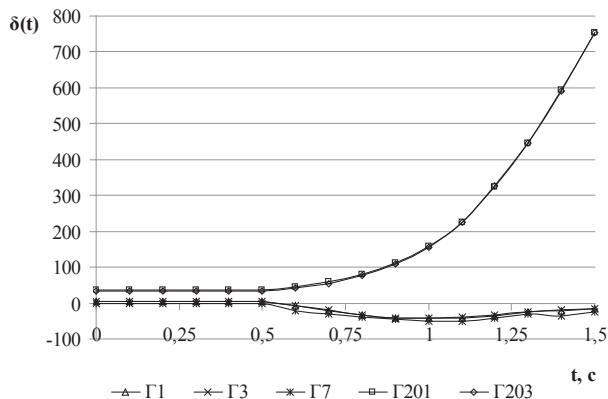


Рис. 5. Залежності δ(t) генераторів тестової схеми у перехідному режимі за відмови вимикача B15 та СПА АВГ1

Під час дослідження виконано k=1000 реалізацій схеми ІСМ, з яких у k₁=21 випадку спостерігалось порушення динамічної стійкості, тобто одночасно мали

місце такі події як відмова елемента з підмножини M_1 та непрацездатний стан відповідного елемента з множини L в момент часу відмови елемента з підмножини M_1 . Імовірність порушення динамічної стійкості у тестовій схемі на інтервалі часу 3 місяці складає:

$$p = \frac{k_1}{k} = \frac{21}{1000} = 0,021. \quad (16)$$

У випадку неврахування дії протиаварійної автоматики в ЕЕС, вважаючи, що вона працює безвідмовно, підмножина режимів з порушенням динамічної стійкості тестової схеми буде складатись з $k_1=15$ режимів:

$$p = \frac{k_1}{k} = \frac{15}{1000} = 0,015. \quad (17)$$

У випадку нехтування наявністю протиаварійної автоматики в тестовій схемі, кількість режимів у яких відбудеться порушення динамічної стійкості складе $k_1=138$ режимів:

$$p = \frac{k_1}{k} = \frac{138}{1000} = 0,138. \quad (18)$$

Отриманий результат показав значний вплив пристроїв СПА на величину імовірності виникнення аварійної ситуації в ЕЕС. Це підтверджує необхідність врахування пристроїв СПА та їхнього стану при оцінюванні імовірності та ризику виникнення системної аварії в ЕЕС. Якщо не враховувати можливість перебування пристрою СПА у неробочому стані на момент виникнення збурення, отриманий результат буде за-

ниженим. Якщо взагалі не враховувати дію пристроїв СПА при оцінці надійності роботи ЕЕС, то результат буде суттєво завищеним.

6. Висновки

Розроблений імовірнісно-статистичний метод оцінювання ризику виникнення аварії в ЕЕС на інтервалі часу з урахуванням СПА являє собою систематизовану сукупність імовірнісних методів оцінювання надійності ЕЕС та її окремих підсистем, аналізу статистичних даних з відмов електрообладнання, моделей оцінювання стану об'єктів енергетики на основі нечітких алгоритмів та моделей розрахунків режимів ЕЕС.

Цей метод дозволяє отримувати достовірну оцінку імовірності та ризику розвитку системної аварії, оскільки враховує дію пристроїв СПА та імовірність їхнього знаходження в непрацездатному стані на момент початку розвитку аварії. Перевагою запропонованого методу є врахування ТС окремих одиниць силового і комутаційного обладнання та їхня кластеризація за сценаріями, які спричиняє їхня відмова. Цей метод доцільно використовувати при розв'язанні задач превентивного управління ЕЕС, які містять пристрої СПА, плануванні їхніх режимів та напрямків перспективного розвитку.

Подальший розвиток досліджень у цьому напрямку передбачається в удосконаленні моделей відмови пристроїв СПА шляхом врахування ТС конкретної одиниці обладнання СПА, врахуванням дії та ТС пристроїв релейного захисту при виникненні відмов обладнання у первинній схемі ЕЕС.

Література

1. Ciapessoni, E. A probabilistic approach for operational risk assessment of power systems [Text] / E. Ciapessoni, D. Cirio, E. Gagleoti // CIGRE. – 2008. – Pap. C4–114.
2. Balzer, G. Selection of an optimal maintenance and replacement strategy of HV equipment by a risk assessment process [Text] / G. Balzer, K. Bakic, H.-J. Haubrich // CIGRE. – 2006. – Pap. B3–103.
3. Handschin, E. Long term optimization for risk-oriented asset management [Text] / E. Handschin, I. Jurgens, C. Neumann // 16th Power Systems Computation Conference. – Glasgow, 2008.
4. 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. – 2013. – Vol. 8, Issue 4. – P. 217–226.
5. Genis, Y. Reliability and risk assessment of systems of protection and blocking with fast restoration [Text] / Y. Genis // R&RATA. – 2008. – Vol. 1. – P. 41–57.
6. Снижение рисков каскадных аварий в электроэнергетических системах / под ред. Н. И. Воропая. – Новосибирск: СО РАН, 2011. – 303 с.
7. Ситников, В. Ф. Вероятностно-статистический подход к оценке ресурсов электросетевого оборудования в процессе эксплуатации [Текст] / В. Ф. Ситников, В. А. Скопинцев // Электричество. – 2007. – № 11. – С. 9–15.
8. 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.
9. De La Ree, J. Catastrophic failures in power systems: causes, analysis and countermeasures [Text] / J. De La Ree, Y. Liu, L. Mili, A. Phadke, L. Da Silva // Proceedings of the IEEE. – 2005. – Vol. 93, Issue 5. – P. 956–964. doi: 10.1109/jproc.2005.847246
10. Панасецкий, Д. А. Совершенствование структуры и алгоритмов противоаварийного управления ЭЭС для предотвращения лавины напряжений и каскадных отключений линий [Текст]: автореф. дис. ... канд. техн. наук: (05.14.02 – электрические станции сети и системы) / Д. А. Панасецкий. – Иркутск, 2014. – 27 с.
11. Литвінов, В. В. Оцінка ризику порушення стійкості двигунового навантаження при відмовах електрообладнання в підсистемі ЕЕС [Текст]: автореф. дис. ... канд. техн. наук: 05.14.02 – електричні станції, мережі та системи / В. В. Литвінов. – К., 2012. – 20 с.
12. Костерев, Н. В. Оценивание риска возникновения аварийной ситуации в подсистеме ЭЭС с ветряной электростанцией [Текст]: матер. XIII міжн. наук.-прак. конф. / Н. В. Костерев, В. В. Литвинов // Відновлювана енергетика XXI століття. – Крим, 2012. – С. 357–362.

13. Шалин, А. И. Надежность и диагностика релейной защиты энергосистем [Текст] / А. И. Шалин. – Новосибирск: НГТУ, 2002. – 384 с.
14. Abbarin, A. An extended component-based reliability model for protective systems to determine routine test schedule [Text] / A. Abbarin, M. Fotuhi Firuzabad, A. Özdemir // Turkish Journal of Electrical Engineering & Computer Science. – 2011. – Vol. 19, Issue 2. – P. 303–315.
15. Ridwan, M. I. Application of Life Data Analysis for the Reliability Assessment of Numerical Overcurrent Relays [Text] / M. I. Ridwan, K. L. Yen, A. Musa, B. Yunus // World Academy of Science, Engineering and Technology. – 2010. – Vol. 48. – P. 969–975.
16. Litvinov, V. V. Fuzzy-Statistical Modeling of Hydrogenerator for Its Reliability Appreciation [Text] / V. V. Litvinov, K. A. Manukian // The IJES. – 2014. – Vol. 3, Issue 1. – P. 85–95.
17. Костерев, М. В. Питання побудови нечітких моделей оцінки технічного стану об'єктів електричних систем [Текст] / М. В. Костерев, Є. І. Бардик. – К.: НТУУ «КПІ», 2011 – 148 с.
18. Костерев, М. В. Нечітке моделювання ЛЕП для оцінки ризику зниження надійності електропостачання [Текст] / М. В. Костерев, Є. І. Бардик, Р. В. Вожаков // Вісник ВПІ. – 2011. – № 6. – С. 159–163.
19. Окин, А. А. Противоаварийная автоматика энергосистем [Текст] / А. А. Окин. – М.: МЭИ, 1995. – 212 с.
20. Ванин, Б. В. Вопрос повышения надежности работы блочных трансформаторов [Текст] / Б. В. Ванин, Ю. Н. Львов, Б. Н. Неклепаев // Электрические станции. – 2003. – № 7. – С. 38–42.
21. Неклепаев, Б. Н. Вероятностные характеристики коротких замыканий в энергосистемах [Текст] / Б. Н. Неклепаев, А. А. Востросаблин // Электричество. – 1999. – № 8. – С. 15–23.
22. Абдурахманов, А. М. Влияние продолжительности эксплуатации на отказы выключателей в высоковольтных электрических сетях [Текст] / А. М. Абдурахманов, М. Ш. Мисриханов, А. В. Шунтов // Электрические станции. – 2007. – № 7. – С. 59–63.

Розглядається задача про дисипацію енергії під час магістрального транспорту газу та її подальший вплив в газопроводі на зниження коефіцієнта гідравлічної ефективності. Подано результати аналітичних досліджень процесу перетворення потенціальної та кінетичної енергії у внутрішню. Показано принцип реалізації задачі і використання її результатів

Ключові слова: гідравлічна ефективність та її зміна в часі, дисипація енергії, внутрішня енергія, коефіцієнт ефективності

Рассматривается задача о диссипации энергии при магистральном транспорте газа и ее последующее влияние в газопроводе на снижение коэффициента гидравлической эффективности. Представлены результаты аналитических исследований процесса преобразования потенциальной и кинетической энергии во внутреннюю энергию. Показан принцип реализации задачи и использования ее результатов

Ключевые слова: гидравлическая эффективность и ее изменение во времени, диссипация энергии, внутренняя энергия, коэффициент эффективности

УДК 621.64.029

DOI: 10.15587/1729-4061.2014.31878

ЕНЕРГЕТИЧНИЙ ПІДХІД ДО ПИТАННЯ ВИЗНАЧЕННЯ ГІДРАВЛІЧНОЇ ЕФЕКТИВНОСТІ ГАЗОПРОВОДІВ

В. Я. Грудз

Доктор технічних наук, професор, лауреат Державної премії України в галузі науки і техніки, завідувач кафедри *

Я. В. Грудз

Доктор технічних наук, доцент*

E-mail: public@nung.edu.ua

М. М. Якимів

Заступник директора з зовнішньоекономічної та комерційної діяльності

ТОВ «ДІПРОГАЗ»

вул. Нагірна, 19, м. Київ, Україна, 04107

E-mail: m.iakymiv@diprogaz.com.ua

*Кафедра спорудження та ремонту

газонафтопроводів і газонафтоховищ

Івано-Франківський національний

технічний університет нафти і газу

вул. Карпатська, 15, м. Івано-Франківськ, Україна, 76019

1. Вступ

Гідравлічна ефективність газопроводів виражає характер старіння їх в часі, що супроводжується зниженням пропускної здатності. Зниження пропускної

здатності системи трансукраїнських газопроводів лише на 1 % призведе до недоплати газу споживачам в обсязі понад 1 млрд.куб.м за рік.

Тому до точності і коректності оцінки коефіцієнта гідравлічної ефективності ставляться особливі вимо-