

УДК 335.1: 614.8.002.5

М.І. АДАМЕНКО<sup>1</sup>, Г.А. КУЧУК<sup>2</sup>, А.А. ПАШНЄВ<sup>2</sup><sup>1</sup> Науково-дослідний інститут мікрографії, Україна<sup>2</sup> Харківський університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Україна

## ІМОВІРНІСНА МОДЕЛЬ ОЦІНКИ НАДІЙНОСТІ СИСТЕМ ОПОВІЩЕННЯ ПРО ПОЖЕЖУ

Запропоновано імовірнісну модель оцінки надійності функціонування систем оповіщення про загрозу виникнення пожежі із використанням дублюючого контуру.

**імовірнісна модель, надійність, система оповіщення, надзвичайна ситуація, дублюючий контур**

### Вступ

Відповідно до законодавчих актів, прийнятих останнім часом в Україні, а саме: Закону України «Про захист населення від надзвичайних ситуацій техногенного і природного характеру», Закону України «Про цивільну оборону», Закону України «Про аварійно-рятувальну службу», забезпечення заходів, завдяки яким були б відсутні або зведені до мінімуму надзвичайні ситуації на небезпечних об'єктах, визначено одним із пріоритетних завдань. Одним із перспективних шляхів вирішення цієї задачі є забезпечення надійності функціонування систем оповіщення про загрозу виникнення надзвичайної ситуації, зокрема, пожежі [1, 2]. В зв'язку з цим розробку імовірнісної моделі оцінки надійності функціонування систем оповіщення про загрозу виникнення пожежі, що є *метою даної статті*, можна вважати *актуальною задачею*.

### 1. Загальні положення імовірнісної моделі

Нехай є деяка система  $S$ . Подією  $A_S$  назвемо штатне функціонування системи  $S$  протягом деякого відрізка часу  $\Delta t_S$ . Визначимо надійність системи  $S$  як імовірність  $P(A_S)$  події  $A_S$ .

Ризиком для системи  $S$  будемо називати імовірність  $P(\overline{A_S})$  того, що подія  $A_S$  не відбудеться, тобто імовірність протилежної події.

Виходячи з цього, між надійністю і ризиком існує наступне співвідношення:

$$P(A_S) + P(\overline{A_S}) = 1. \quad (1)$$

Технічні можливості не дозволяють довести надійність системи оповіщення до 1 (звести ризик до нуля). У цьому випадку для кожної конкретної системи необхідно зазначити границі ступеня надійності за допомогою нерівності

$$P(A_S) \geq P_{\min}(A_S), \quad (2)$$

або границі ризику, що визначаються за допомогою співвідношення

$$P(A_S) \leq 1 - P_{\min}(A_S) = P_{\max}(\overline{A_S}). \quad (3)$$

Чисельне значення ймовірності  $P_{\min}(A_S)$  визначається для кожної конкретної системи  $S$  виходячи з технічних і економічних можливостей, а також міри збитку і втрат, обумовлених подією  $\overline{A_S}$ .

### 2. Оцінка надійності систем оповіщення із використанням дублюючого контуру

Розглянемо систему  $S$ , що містить кілька підсистем. Для спрощення розрахунків обмежимося двома підсистемами  $S_1$  і  $S_2$ . Подіями  $A_{S_1}$ ,  $A_{S_2}$  відповідно назвемо штатне функціонування утворюючих систему  $S$  двох цих підсистем. Тоді

$$A_S = A_{S_1}A_{S_2}. \quad (4)$$

Якщо події  $A_{S_1}$  та  $A_{S_2}$  незалежні, то відповідно до виразу (4) надійність системи  $S$  дорівнює добутку

надійностей підсистем  $S_1$  і  $S_2$ , та визначається таким виразом:

$$P(A_S) = P(A_{S1})P(A_{S2}). \quad (5)$$

У разі, якщо надійність системи  $S$ , яка розрахована по формулі (5), виявляється менше припустимого ступеня, границі якого обумовлені нерівністю (2), та відсутня технічна, або економічна можливість її підвищення шляхом удосконалювання підсистем  $S_1$  і  $S_2$ , то може виявитися необхідність підключення до підсистем  $S_1$  і  $S_2$  відповідних дублюючих систем  $D_1$  і  $D_2$ , які за допомогою перемикаючих пристроїв  $R_1$  і  $R_2$  почнуть виконувати їх функції у випадках, коли їхня робота не буде відповідати штатним вимогам.

Створення дублюючих систем може виявитися істотно більш простою задачею, ніж удосконалювання підсистем  $S_1$  і  $S_2$ , оскільки перемикачі і дублюючі системи можуть бути розраховані на роботу протягом відносно малих проміжків часу, так що

$$\Delta t_R < \Delta t_D \ll \Delta t_S, \quad (6)$$

де  $\Delta t_R$  – час роботи перемикаючих пристроїв;  $\Delta t_D$  – час роботи дублюючих систем.

Час роботи перемикаючих пристроїв  $\Delta t_R$  і час роботи дублюючих систем  $\Delta t_D$  повинні бути такими, щоб протягом цього часу можна було прийняти всі необхідні міри для усунення небезпеки, зв'язаної з виникненням подій  $\overline{A_{S1}}$  і  $\overline{A_{S2}}$ .

Визначимо надійність  $P(A_{SRD})$  системи оповіщення  $SRD$  із використанням дублюючого контуру, що, поряд з вихідною системою  $S$ , містить два перемикачі  $R_1$  і  $R_2$  і два дублюючих пристрої  $D_1$  і  $D_2$ . Тут подією ( $A_{SRD}$ ) є безвідмовна робота системи  $SRD$ . При цьому передбачається, що надійність перемикачів  $P(A_{R1})$ ,  $P(A_{R2})$  і надійність дублюючих пристроїв  $P(A_{D1})$ ,  $P(A_{D2})$  незалежні і відомі.

Подіями  $A_{R1}$  і  $A_{R2}$  є безвідмовна робота перемикачів протягом часу  $\Delta t_R$ , а подіями  $A_{D1}$  і  $A_{D2}$  – безвідмовна робота дублюючих пристроїв протягом часу  $\Delta t_D$ .

Підсистему  $S_1$ , що переключає пристрій  $R_1$  і дублюючу систему  $D_1$ , зручно розглядати як єдину підсистему  $SRD_1$ .

Надійність такої підсистеми визначається імовірністю  $P(A_{SRD1})$  події  $A_{SRD1}$ , якою є функціонування підсистеми  $SRD_1$  любым з можливих способів. При цьому подія  $A_{SRD1}$  може включати два таких варіанти: 1 – підсистема  $S_1$  функціонує в штатному режимі; 2 – підсистема  $S_1$  не функціонує, але спрацював перемикаючий пристрій  $R_1$  і функціонує дублююча система  $D_1$ .

Зі сказаного випливає така рівність:

$$A_{SRD1} = A_{S1} + \overline{A_{S1}} A_{R1} A_{D1}. \quad (7)$$

Якщо всі системи працюють незалежно одна від одної, то надійність підсистеми  $SRD_1$ , виходячи з (7), визначається за допомогою виразу

$$P(A_{SRD1}) = P(A_{S1}) + P(\overline{A_{S1}})P(A_{R1})P(A_{D1}). \quad (8)$$

Аналогічно для визначення надійності підсистеми  $SRD_2$  (яка включає підсистему  $S_2$ , що переключає пристрій  $R_2$  і дублюючу систему  $D_2$ ) одержимо

$$P(A_{SRD2}) = P(A_{S2}) + P(\overline{A_{S2}})P(A_{R2})P(A_{D2}). \quad (9)$$

Подія  $A_{SRD}$  (функціонування системи  $SRD$ ) очевидно дорівнює

$$A_{SRD} = A_{SRD1} A_{SRD2} \quad (10)$$

Із співвідношень (1), (8), (9) і (10) для визначення надійності системи  $SRD$  одержимо вираз

$$\begin{aligned} P(A_{SRD}) &= P(A_{SRD1})P(A_{SRD2}) = [P(A_{S1}) + P(\overline{A_{S1}})P(A_{R1}) \cdot \\ &\cdot P(A_{D1})][P(A_{S2}) + P(\overline{A_{S2}})P(A_{R2})P(A_{D2})] = \\ &= [P(A_{S1}) + [1 - P(A_{S1})]P(A_{R1})P(A_{D1})][P(A_{S2}) + \\ &+ [1 - P(A_{S2})]P(A_{R2})P(A_{D2})] = P(A_{S1})P(A_{S2}) + \\ &+ P(A_{S1})[1 - P(A_{S2})]P(A_{R2})P(A_{D2}) + \\ &+ P(A_{S2})[1 - P(A_{S1})]P(A_{R1})P(A_{D1}) + \\ &+ P(A_{R1})P(A_{R2})P(A_{D1})P(A_{D2})[1 - P(A_{S1})][1 - P(A_{S2})]. \end{aligned} \quad (11)$$

Перший доданок у правій частині рівняння (11), згідно виразу (5), визначає надійність системи  $S$ , коли дублюючі підсистеми відсутні. Другий, третій і четвертий доданки в рівнянні (11) визначають збільшення надійності системи  $S$ , в разі наявності дублюючих підсистем.

Згідно рівняння (11), надійність системи *SRD* наближається до одиниці, а ризик – до нуля, коли наближаються до одиниці надійність перемикаючих пристроїв і дублюючих підсистем. Відзначимо, що висока надійність останніх може бути досягнута завдяки виконанню умов нерівності (6), що допускає малі відрізки часу роботи перемикаючих пристроїв і підсистем дублювання.

### 3. Оцінка відносної надійності функціонування окремих елементів системи оповіщення

Одним із основних показників надійності окремої підсистеми системи оповіщення, служить кількість відмов приладів, що входять до її складу у процесі їхнього функціонування. Разом з тим цей показник є випадковою величиною. У зв'язку з цим виникає необхідність визначити відносну надійність функціонування окремої підсистеми системи оповіщення по кількості виникаючих відмов приладів, що входять до її складу.

Нехай є  $N_1$  приладів 1-го типу і  $N_2$  приладів 2-го типу окремої підсистеми. У процесі штатного функціонування за однаковий проміжок часу число відмов серед приладів 1-го типу склало  $m_1$ , а серед приладів 2-го типу –  $k_1$ . Числа  $m_1$  і  $k_1$  можна порівняти тільки за такої умови:  $N_1 = N_2$ . Якщо зазначена рівність не дотримується, то порівняння числа відмов приладів різних типів досягається шляхом уведення частот виникнення відмов, які визначаються за допомогою наступних виразів:

$$\omega_1 = m_1 / N_1; \quad (12)$$

$$\omega_2 = k_1 / N_2. \quad (13)$$

Частоти виникнення відмов  $\omega_1$  і  $\omega_2$  є випадковими величинами. Тому для різних значень  $\omega_1$  і  $\omega_2$  надійність приладів може бути різною. У зв'язку з цим необхідно вирішити задачу імовірнісної оцінки частот виникнення відмов за умови різної надійності приладів. Якщо в результаті оцінки виявиться, що імовірність розходження в частотах виникнення відмов має мале значення, то

можна вважати, що надійність обох типів приладів однакова. Якщо ж отримана імовірність розходження в частотах виникнення відмов має велике значення (при наявності гіпотези про різну надійність приладів), то можна вважати, що більшим надійним є той прилад, у якого частота відмов менша.

Для визначення імовірності розходження в частотах виникнення відмов, виходячи з виразів (12), (13), введемо величину  $m_2$ , порівняну з  $m_1$ . Різниця числа приладів 1-го і 2-го типів визначається за допомогою виразу:

$$\Delta N = N_1 - N_2. \quad (14)$$

Якщо вважати, що  $\Delta N \geq 0$ , то порівняно з  $m_1$  величиною буде така величина:

$$m_2 = k_1 + \Delta N \omega_2. \quad (15)$$

Загальне число відмов серед приладів 1-го і 2-го типів можна визначити за допомогою виразу:

$$n = m_1 + m_2. \quad (16)$$

Відзначимо, що імовірність помилки при визначенні значень, обумовлених рівностями (15) і (16), буде тим менше, чим є більшою розбіжність у нерівностях:

$$N_2 > \Delta N; \quad (17)$$

$$N_2 \gg 1. \quad (18)$$

Припустимо, що прилади 1-го і 2-го типів мають однакову надійність. Це означає, що висувається гіпотеза реалізації наступної рівності

$$\lim \omega_1 = m_1 / N_1 = \lim \omega_2 = m_2 / N_1, \quad (19)$$

при  $N_1 \rightarrow \infty$ .

Відповідно з виразом (19), імовірність  $P(n, m_1)$  кількості відмов  $m_1$  при заданому значенні  $n$  повинна бути того ж порядку, що й імовірність  $P(m_1 = m_2)$  для випадку, коли дорівнює нулю різниця

$$\Delta m = m_1 - m_2. \quad (20)$$

і відповідно рівні частоти  $\omega_1 = \omega_2$ . Якщо ж виявиться, що

$$P(n, m_1) \ll P(m_1 = m_2), \quad (21)$$

то імовірність виконання рівності (19) тим менше, чим більше нерівність (21). При цьому можна вважати, відповідно до виконання нерівності (21),

що більш надійним є той тип приладів, у якого частота відмов виявиться меншою.

Для визначення імовірності  $P(n, m_1)$  приведемо вираз для імовірності  $P_A(n, m_1)$  того, що деяка подія  $A$  з імовірністю  $P_A$  в результаті  $n$  незалежних іспитів відбудеться  $m_1$  раз. Відносно прості міркування приводять до наступного результату [3]:

$$P_A(n, m_1) = C_n^{m_1} P_A^{m_1} q_A^{n-m_1}, \quad (22)$$

де  $C_n^{m_1} = \frac{n!}{m_1!(n-m_1)!}$  – число сполучень з  $n$  по  $m_1$ ;

$q = 1 - P_A$  – імовірність того, що подія  $A$  не відбудеться.

Імовірність  $P_A(n, m_1)$  дорівнює числу подій  $C_n^{m_1}$ , якими можна  $m_1$  появ події  $A$  розмістити серед усіх  $n$  іспитів, помноженому на добуток імовірностей  $P_A^{m_1}$  (того, що подія  $A$  відбудеться  $m_1$  разів) на  $q_A^{n-m_1}$  (того, що подія  $A$  не відбудеться  $n-m_1$  разів).

Якщо назвемо іспитом реєстрацію відмови якого-небудь приладу, а подією  $A$  – відмову приладу 1-го типу та припустимо, що прилади 1-го і 2-го типів мають однакову надійність, то імовірність події  $A$ , яка складається у відмові приладу 1-го типу –  $P_A=1/2$ .

Повне число зареєстрованих відмов (повне число іспитів) визначимо рівним  $n$ , а число появ події  $A$  визначимо рівним  $m_1$ . Тоді згідно з виразом (22) для шуканої імовірності маємо:

$$P(n, m_1) = \frac{n!}{m_1!(n-m_1)!} \left(\frac{1}{2}\right)^n. \quad (23)$$

Значення отримані за допомогою виразу (23) дозволяють зіставити надійності приладів 1-го і 2-го типів за викладеною вище схемою.

При проведенні розрахунків за формулою (23) виникають чисельні труднощі при великих значеннях  $n$  і  $m_1$ . У зв'язку з цим викликає інтерес більш простий асиметричний вираз, що дозволяє визначити дуже простий критерій для зіставлення надійності приладів 1-го і 2-го типів.

При великих  $n$  і  $m_1$  можна скористатися формулою Стирлінга [4]:

$$n! = \sqrt{2\pi n} n^n e^{-n}. \quad (24)$$

Виходячи з виразу (24), співвідношення (22) можна привести до виду [3]:

$$\tilde{P}_A(n, m_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi P_A q_A n}} e^{\frac{nx^2}{2P_A q_A}}, \quad (25)$$

де  $x = m_1/n - P_A$  є відхиленням відносної частоти  $m_1/n$  від найімовірнішого значення  $P_A$ .

## Висновки

Запропонована імовірнісна модель дозволяє описати повну систему подій, які впливають на надійність функціонування систем оповіщення про загрозу виникнення надзвичайних ситуацій, зокрема пожежі. із використанням дублюючого контуру, та визначити вимоги до надійності її складових елементів для забезпечення необхідного ступеня надійності системи в цілому.

## Література

1. Биченок М.М. Основи автоматизації управління регіональною безпекою. – К.: ТОВ Поліграфконсалтинг, 2005. – 197 с.
2. Автоматическая противопожарная защита объектов. Требования нормативных актов. – Х.: АПБУ МВД Украины, 2001. – 220 с.
3. Ачекян Т.А. Теория вероятностей для астрономов и физиков. – М.: Наука, 1974. – 264 с.
4. Маделунг Э. Математический аппарат физики. – М.: Изд-во физ.-мат. литературы, 1960. – 370 с.

Надійшла до редакції 12.03.2006

**Рецензент:** д-р техн. наук, проф. І.Г. Черванов, Харківський національний університет ім. В.Н. Каразіна, Харків.