УДК 355.2

М.І. Адаменко

Академія внутрішніх військ МВС України, Харків

ТЕОРЕТИЧНІ ОСНОВИ ТА МЕТОДИ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ СВОЄЧАСНОГО ВИЯВЛЕННЯ НАДЗВИЧАЙНОЇ СИТУАЦІЇ ШЛЯХОМ ПІДБОРУ СИСТЕМ СПОСТЕРЕЖЕННЯ ТА СПОВІЩЕННЯ ЗА КРИТЕРІЄМ МАКСИМАЛЬНОЇ БЕЗВІДМОВНОСТІ

У статті розглянуті основи здійснення моніторингу надійності систем спостереження і сповіщення на стаціонарних об'єктах та техніко-економічні аспекти зниження ризику їхньої експлуатації. Обґрунтовано підбір систем спостереження та сповіщення за критерієм максимальної безвідмовності. Наведено умови забезпечення безвідмовної роботи систем спостереження та сповіщення шляхом розрахунку необхідної кількості дублюючих контурів. Надано математичне обґрунтування оптимальних дій для ліквідації відмовлення в системі спостереження-сповіщення.

Ключові слова: *надзвичайна ситуація, системи спостереження, критерій максимальної безвідмовності.*

Вступ

Дослідження інфраструктури України дозволяють дійти висновку, що до 2010 року знос основних фондів життєзабезпечення країни досягне критичної границі. Це у найближчі роки може привести до серії техногенних та екологічних катастроф, наслідки яких можуть бути необоротними.

У зв'язку з цим особливу актуальність набуває **наукова проблема** відпрацювання методології забезпечення постійного моніторингу надійності технічних систем спостереження за станом об'єкту та сповіщення про загрозу виникнення надзвичайних ситуацій (НС), яка визначається, як ймовірність безвідмовної роботи системи.

Як свідчать публікації та видання останніх років, дана проблема набула досить поширеного обговорення у науковій літературі [1 – 3].

При цьому важливою і досить складною **науковою задачею** є формування масиву вихідних даних для розрахунку надійності систем спостереження та сповіщення про НС.

Результати досліджень

В даний час для оцінки якості різних технічних систем використовується велике розмаїття одиничних показників, що характеризують одну з властивостей виробу. Це вимагає застосування класифікації, що включає наступні групи одиничних показників якості продукції за: призначенням; надійністю і довговічністю; технологічністю; ергономічністю; естетичністю; стандартизацією; економічністю; патентно-правовим забезпеченням.

Для проведення моніторингу систем спостереження та сповіщення на стаціонарних об'єктах методом експертної оцінки, безумовно, найважливішим є критерій надійності та довговічності. Потрібно, також, взяти до уваги такі показники, як технологічність, стандартизація та естетичність. Останній показник, у нашому випадку, буде визначати можливість маскування.

На наш погляд, необхідно удосконалити застосовувану класифікацію одиничних показників якості на основі запропонованої класифікації технічних систем на категорії ризику і з урахуванням специфіки техніко-економічного обґрунтування витрат на зниження ризику. Для цього доцільно в групу показників надійності і довговічності ввести показники ризику технічних систем. Особливо необхідне введення показників ризику для характеристики якості технічних систем, що входять у першу категорію запропонованої вище класифікації, експлуатація яких зв'язана з надзвичайним ризиком і небезпекою.

Використання запропонованої класифікації технічних систем за критерієм рівня ризику і небезпеки, пов'язаних з експлуатацією, а також за характером наслідків їхньої ненадійної роботи дозволяє уточнити систему показників для оцінки якості виготовлення цих виробів та удосконалити методику техніко-економічного обґрунтування витрат на підвищення їхньої надійності і зниження ризику, що буде сприяти росту конкурентноздатності таких виробів, а також профілактиці ризику застосування ненадійних технічних систем.

З попередньо наведеного витікає висновок, що однією з найважливіших задач щодо профілактики надзвичайних ситуацій є зіставлення надійності приладів різних типів, включених у функціонуючу систему спостереження та сповіщення. Така задача виникає при визначенні надійності системи (установки), що містить ряд різних приладів, а також при зіставленні надійності приладів різних типів (конструкцій, систем), створених для виконання однакових функцій.

Одним з основних показників надійності служить кількість відмовлень приладів різних типів (конструкцій, систем) у процесі їхньої експлуатації. Разом з тим цей показник є випадковою величиною. У зв'язку з цим є актуальною задача визначення відносної надійності приладів різних типів по кількості відмовлень. Розв’язанню зазначеної задачі присвячено даний розділ.

Нехай маємо N_1 приладів 1-го типу і N_2 приладів 2-го типу. У процесі штатної експлуатації за той самий проміжок часу. Число відмовлень серед приладів 1-го типу склало m_1, а серед приладів 2-го типу – k_2. Числа m_1 і k_2 порівнянні тільки за умови, що $N_1 = N_2$. Якщо зазначена рівність не дотримується, то порівнянність відмовлень приладів різних типів досягається шляхом введення частот відмовлень

$$\omega_1 = m_1 / N_1 \quad \text{i} \quad \omega_2 = k_2 / N_2. \qquad (1)$$

Частоти відмовлень (1) є випадковими величинами. Тому і при різних значеннях ω_1 і ω_2 надійність приладів може бути однакова. У зв'язку з цим виникає задача про імовірність одержання значень частот відмовлень за умови однакової надійності приладів. Якщо в результаті обчислень виявиться, що зареєстроване розходження в частотах має відносно велику імовірність, то в міру останньої можна вважати, що надійність обох типів приладів однакова. Якщо ж отримане розходження в частотах має малу імовірність при гіпотезі однакової надійності приладів, то в міру цієї малої імовірності можна вважати, що більш надійним є той прилад, у якого частота відмовлень менша.

Для одержання зазначеної вище імовірності, виходячи з (1), введемо величину m_2, порівнянну з m_1. Різниця числа приладів 1-го і 2-го типів дається співвідношенням:

$$\Delta N = N_1 - N_2. \qquad (2)$$

Не порушуючи спільності, будемо вважати, що $\Delta N \geq 0$. Тоді, порівнянною з m_1 величиною буде величина

$$m_2 = k_2 + \Delta N\, \omega_2 . \qquad (3)$$

Повне число відмовлень серед приладів 1-го і 2-го типів тепер варто вважати рівним

$$n = m_1 + m_2. \qquad (4)$$

Відзначимо, що імовірність помилки при процедурі, обумовленої рівностями (3) і (4), буде тим менша, чим сильніше нерівність

$$N_2 > \Delta N \quad \text{i} \quad N_2 >> 1. \qquad (5)$$

Припустимо, що прилади 1-го і 2-го типів мають однакову надійність. Це означає, що висувається гіпотеза реалізації наступного рівняння:

$$\lim \omega_1 = m_1 / N_1 = \lim \omega_2 = k_2 / N_2 \qquad (6)$$

при N_1 та $N_2 \to \infty$. Внаслідок цього m_1 та k_2 також $\to \infty$. У співвідношенні (6) збіжність передбачається у імовірнісному змісті, а не в математичному [4].

Згідно (6), імовірність $P(n, m_1)$ відмовлень m_1 при заданому n повинна бути того ж порядку, що й імовірність $P(m_1 = m_2)$ для випадку, коли дорівнює нулю різниця

$$\Delta m = m_1 - m_2 \qquad (7)$$

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

$$P(n, m_1) << P(m_1 = m_2), \qquad (8)$$

то імовірність виконання рівності (6) тим менше, ніж сильніше нерівність (8). При цьому можна вважати, у міру нерівності (8), що більш надійним є той тип приладів, у якого частота відмовлень виявиться меншою.

Для одержання імовірності $P(n, m_1)$ напишемо вираження для імовірності $P_A(n, m_1)$ того, що деяка подія «А», з імовірністю P_A, в результаті n незалежних іспитів, буде m_1 раз. Відносно прості міркування приводять до наступного результату [5]

$$P_A(n, m_1) = C_n^{m_1} P_A^{m_1} q_A^{n-m_1}, \qquad (9)$$

де $C_n^{m_1} = \dfrac{n!}{m_1!(n-m_1)!}$ – число сполучень з n по m_1, а

$$q_A = 1 - P_A \quad – \qquad (10)$$

імовірність того, що подія А не відбудеться.

Формула (9) має простий зміст. Імовірність $P_A(n, m_1)$ дорівнює числу подій $C_n^{m_1}$, якими можна m_1 появ події А розмістити серед усіх n іспитів, помноженому на добуток ймовірностей $P_A^{m_1}$ (того, що подія А відбудеться m_1 раз) на $q_A^{n-m_1}$ (того, що подія А не відбудеться n-m_1 раз).

Назвемо іспитом реєстрацію відмовлення якого-небудь приладу, а подією А – відмовлення приладу 1-го типу. Припустимо, що прилади 1-го і 2-го типів мають однакову надійність. Тоді імовірність події А – того, що відмовляє прилад 1-го типу – $P_A = ½$. Повне число зареєстрованих відмовлень (повне число іспитів) покладено рівним n, а число появ події А покладемо рівним m_1. Тоді згідно (9) для шуканої імовірності маємо:

$$P(n, m_1) = \frac{n!}{m_1!(n-m_1)!}\left(\frac{1}{2}\right)^n . \qquad (11)$$

Результат (11) дозволяє зіставити надійності приладів 1-го і 2-го типів по викладеній вище схемі.

Обчислення по формулі (11) представляють чисельні труднощі при великих значеннях n і m_1. У зв'язку з цим має інтерес більш просте асимптотичне вираження, що, як буде показано нижче, дасть дуже простий критерій для зіставлення надійності приладів 1-го і 2-го типів.

При великих n і m_1 можна скористатися формулою Стерлінга [6]

$$n! = \sqrt{2\pi n}\, n^n e^{-n} . \qquad (12)$$

Виходячи з (12) співвідношення (9) можна привести до виду [4]

$$\tilde{P}_A(n,m_1)=\frac{1}{\sqrt{2\pi P_A q_A n}}e^{-\frac{nx^2}{2P_A q_A}}, \qquad (13)$$

де

$$x=\frac{m_1}{n}-P_A \; - \qquad (14)$$

відхилення відносної частоти m_1/n від найбільш імовірного значення P_A.

Згідно (14), інтервал припустимих значень x обмежений подвійною нерівністю

$$-P_A \le x \le q_A. \qquad (15)$$

При одержанні (14) з (9) поряд з (12) передбачалося також, що

$$|x|<P_A \quad \text{та} \quad |x|<q_A. \qquad (16)$$

З нерівностей (16) випливає, що формула (13) застосовна, коли $P_A \neq 0$ та $q_A \neq 0$. Наближення (13) описує процес тим краще, чим ближче P_A до q_A. Для нашого випадку, коли $|x|\le\frac{1}{2}$

$$P_A=q_A=\frac{1}{2} \qquad (17)$$

асимптотика (13) є гарним описом для практичного застосування.

Підставляючи в (13), (14) чисельні значення (17), одержимо апроксимацію результату (11)

$$\tilde{P}(n,m)=\sqrt{\frac{2}{\pi n}}e^{-2nx^2}, \qquad (18)$$

де $$x=\frac{m_1}{n}-\frac{1}{2}. \qquad (19)$$

Вираження (18) досягає максимального значення при x = 0, коли $m_1 = m_2$ і дорівнює n/2

$$\tilde{P}_{max}\left(n,m_1=\frac{n}{2}\right)=\sqrt{\frac{2}{\pi n}}. \qquad (20)$$

Співвідношення (20) дає чисельне значення щільності імовірності того, що в процесі штатної експлуатації числа відмовлень приладів різних типів виявляться однаковими.

При різних m_1 і m_2 імовірність правильності гіпотези про однакову надійність приладів обох типів визначається чисельним значенням експоненти, що міститься в (18). Звідси випливає простий для практичних застосувань критерій зіставлення надійності приладів різних типів.

Надійність приладів обох типів з відносно великою імовірністю можна вважати однаковою, якщо

$$2nx^2<1. \qquad (21)$$

З урахуванням співвідношень (4), (6) і (19) нерівність (21) записується у вигляді

$$|m_1-m_2|<\sqrt{2n}. \qquad (22)$$

Очевидно, що імовірність того, що прилади різних типів мають однакову надійність тим більше, чим сильніше нерівність (22). Якщо ж у результаті експлуатації виявиться, що

$$|m_1-m_2|>\sqrt{2n}, \qquad (23)$$

то в міру нерівності (23) варто вважати більш надійним той тип приладів, у якого число відмовлень було меншим. Імовірність випадковості різних частот відмовлень (1) (різних значень m_1 і m_2) при однаковій надійності приладів обох типів визначається відношенням

$$P_0(m_1,m_2)=\frac{P(n,m_1)}{P\left(n,\frac{n}{2}\right)}. \qquad (24)$$

При непарному n у формулі (24) варто взяти найближче до n/2 ціле число. Відношення (24) назвемо імовірністю однакової надійності приладів, оскільки воно визначає чисельне значення останньої.

Апроксимоване вираження для імовірності однакової надійності приладів $\tilde{P}_0(m_1=m_2)$ при отриманих значеннях m_1 і m_2, згідно (18), записується у вигляді

$$\tilde{P}(m_1,m_2)=e^{-\frac{(m_1-m_2)^2}{2(m_1+m_2)}}. \qquad (25)$$

Співвідношення (22) – (25) вирішують поставлену задачу, оскільки при отриманих значеннях m_1 і m_2 нерівності (22) і (23) дозволяють зробити висновок про відносну надійність приладів різних типів, а співвідношення (24) і (25) визначають імовірність вірогідності зробленого висновку.

Для подальшого розв'язання задачі дамо чисельні визначення надійності і ризику для різних систем (технічних, екологічних, екополітичних і т.д.).

Нехай є деяка система S. Подією A_S назвемо штатне функціонування системи S протягом деякого відрізку часу Δt_S. Визначимо надійність системи S як ймовірність $P(A_S)$ події A_S. Границі чисельного виміру надійності визначаються подвійною нерівністю

$$0 \le P(A_S) \le 1. \qquad (26)$$

Ризиком для системи S будемо називати імовірність $P\left(\overline{A_S}\right)$ того, що подія A_S не відбудеться. Тут і далі риса означає протилежну подію.

Оскільки події A_S і $\overline{A_S}$ утворять повну систему подій, то між надійністю і ризиком існує наступне співвідношення:

$$P(A_S)+P\left(\overline{A_S}\right)=1. \qquad (27)$$

Як правило, технічні можливості не дозволяють довести надійність до 1 (звести ризик до нуля). У цьому випадку для кожної конкретної системи необхідно ввести границі надійності за допомогою нерівності

$$P(A_S) \ge P_{min}(A_S) \qquad (28)$$

або границі ризику, що згідно (27) і (28) даються співвідношенням

$$P(A_S) \le 1 - P_{min}(A_S) = P_{max}\left(\overline{A_S}\right). \qquad (29)$$

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

У даній роботі, виходячи з даних вище визначень ми обчислюємо збільшення надійності системи за рахунок підключення до неї дублюючих її роботу систем. При цьому загальна постановка задачі, що дозволяє застосувати її рішення до різних систем (технічних, екологічних, екополітичних і т.д.) буде сполучатися з конкретними чисельними результатами.

Розглянемо систему S, що містить кілька підсистем. Ми обмежимося випадком із двома підсистемами S_1 і S_2. Як буде видно з приведених нижче розрахунків, узагальнення на будь-яке число підсистем не зустрічає принципових труднощів.

Подіями A_S, A_{S1}, A_{S2}, назвемо штатне функціонування відповідно всієї системи S і відповідно утворюючих її двох підсистем S_1 і S_2. Виходячи з визначення добутку двох подій, одержимо

$$A_S = A_{S1}A_{S2}. \qquad (30)$$

Якщо події A_{S1} та A_{S2} незалежні, то згідно (30) надійність системи S дорівнює добутку надійностей систем S_1 і S_2.

$$P(A_S) = P(A_{S1})P(A_{S2}). \qquad (31)$$

Припустимо, що ситуація така, що надійність системи S, яка розрахована по формулі (31), виявляється менше припустимої границі надійності, обумовленої нерівністю (28). При цьому немає або технічних, або економічних можливостей підвищити надійність (31) шляхом удосконалювання підсистем S_1 і S_2.

Виходом із ситуації, що створилася, може виявитися підключення відповідно до підсистем S_1 і S_2 дублюючих систем D_1 і D_2, які за допомогою перемикаючих пристроїв R_1 і R_2 почнуть виконувати функції відповідно підсистем S_1 і S_2 у випадках, коли їхня робота не буде відповідати штатним вимогам.

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

$$\Delta t_R < \Delta t_D << \Delta t_S. \qquad (32)$$

Часи роботи перемикаючих пристроїв Δt_R і часи роботи дублюючих систем Δt_D повинні бути такими, щоб протягом цих часів можна було прийняти всі необхідні заходи для усунення небезпеки, зв'язаної з подіями $\overline{A_{S1}}$ і $\overline{A_{S2}}$.

Обчислимо надійність $P(A_{SRD})$ системи SRD, що, поряд з вихідною системою S, містить два перемикачі R_1 і R_2 і два дублюючих пристрої D_1 і D_2. Тут подія (A_{SRD}) – безвідмовна робота системи SRD. При цьому передбачається, що надійність перемикачів $P(A_{R1})$, $P(A_{R2})$ і надійності дублюючих пристроїв $P(A_{D1})$, $P(A_{D2})$ незалежні і відомі. Тут події A_{R1} і A_{R2} – безвідмовна робота перемикачів протягом часу Δt_R, а події A_{D1} і A_{D2} – безвідмовна робота дублюючих пристроїв протягом часу Δt_D.

Зручно підсистему S_1, що переключає пристрій R_1 і дублюючу систему D_1, розглядати як єдину підсистему SRD1.

Надійність такої підсистеми $P(A_{SRD1})$ визначається подією A_{SRD1}, якою є функціонування підсистеми SRD1 кожним з можливих способів. При цьому подія A_{SRD1} розпадається на два варіанти:

1. Функціонує в штатному режимі підсистема S_1.

2. Підсистема S_1 не функціонує, але спрацював перемикаючий пристрій R_1 і функціонує дублююча система D_1.

Зі сказаного випливає рівність

$$A_{SRDI} = A_{S1} + \overline{A_{s1}}\, A_{R1}\, A_{DI}. \qquad (33)$$

Якщо всі системи працюють незалежно одна від одної, то для надійності підсистеми SRD1, виходячи з (33), маємо

$$P(A_{SRD1}) = P(A_{s1}) + P(\overline{A_{s1}})P(A_{R1})P(A_{D1}). \qquad (34)$$

Аналогічно для надійності підсистеми SRD2 (яка утримує підсистему S_2, що переключає пристрій R_2 і дублюючу систему D_2) одержимо

$$P(A_{SRD2}) = P(A_{S2}) + P\left(\overline{A_{S2}}\right) P(A_{R2})P(A_{D2}). \qquad (35)$$

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

$$A_{SRD} = A_{SRD1}\, A_{SRD2}. \qquad (36)$$

Зі співвідношень (27), (34), (35) і (36) для надійності систем SRD одержимо

$$\begin{aligned} P(A_{SRD}) &= P(A_{S1}) \cdot P(A_{S2}) + P(A_{S1}) \cdot [1 - P(A_{S2})] \cdot P(A_{R2}) \times \\ &\times P(A_{D2}) + P(A_{S2}) \cdot [1 - P(A_{S1})] \cdot P(A_{R1}) \cdot P(A_{D1}) + \\ &+ P(A_{R1}) \cdot P(A_{R2}) \cdot P(A_{D1}) \cdot P(A_{D2}) \cdot [1 - P(A_{S1})] \times \\ &\times [1 - P(A_{S2})]. \end{aligned} \qquad (37)$$

Формула (37) вирішує поставлену задачу. Перший доданок у правій частині рівності (37), згідно (31), дає надійність системи S, коли дублюючі пристрої відсутні. Другий, третій і четвертий доданки в (37) визначають збільшення надійності системи S, коли маємо дублюючі системи. Ризик для події A_{SRD} визначається формулами (27) і (37).

Згідно (37), надійність системи SRD прагне до одиниці, а ризик прагне до нуля, коли прагнуть до одиниці надійність перемикаючих пристроїв і дублюючих систем. Відзначимо, що одержання великої величини надійності останніх може бути досягнуте завдяки нерівності (32), що допускає малі відрізки часу роботи перемикаючих пристроїв і систем дублювання.

Далі розглянемо випадок, коли відмова одиничного елемента все ж буде мати місце, та виникне необхідність її найшвидшого усунення.

Враховуючи те, що підрозділи охорони технічно непідготовані до проведення самостійної діагностики контурів системи, а усунення відмови повинно виконуватись у найкоротший термін, в даному розділі запропоновано математичне обґрунтування оптимальних дій для ліквідації відмовлення в системі спостереження-сповіщення.

Ліквідація відмов одиничних елементів систем спостереження-сповіщення на об'єктах з підвищеним рівнем небезпеки виконується в, так званий, „блочний" спосіб, Елемент, який вийшов з ладу, не ремонтують, а підключають замість нього інший – працездатний. Тільки після цього непрацездатний елемент передають у відповідну технічну службу для виявлення причин відмови. Але, навіть при такому спрощенні, процедура стає досить важкою при наявності великої кількості дублюючих елементів з різним ступенем досяжності та різною імовірністю відмови.

Таким чином, при виявленні відмови вузла системи спостереження-сповіщення, який включає n елементів, виникає задача про виявлення саме того елементу, який привів до відмови, з мінімальними витратами часу і засобів. У систему спостереження-сповіщення на об'єкті можуть входити елементи різних типів: відкритого розміщення, з утрудненої досяжності та важко досяжні.

Для рішення поставленої задачі необхідно для кожного i-го елементу вузла системи спостереження-сповіщення (i = 1, 2, 3, … , n) знати величини наступних двох основних параметрів:

1. Витрати часу t_i на його заміну.
2. Імовірність P_i його відмови.

Величини зазначених двох параметрів залежать від цілого ряду факторів: від конструкції елементу, ступеня його зносу, матеріалів і технології його виготовлення, фактичних термінів служби, умов експлуатації і т.д.

На перший погляд здається очевидним, що вибір елементу, з якого необхідно починати обстеження, визначається зіставленням відносин t_i / t_j з P_i / P_j (i, j = 1, 2, 3, … , n). Однак, як буде показано нижче, такий спрощений підхід припустимий тільки для випадку, коли всі $P_i \ll 1$.

Методика вибору елементу, який доцільно обстежувати першим, у даному розділі буде продемонстровано на прикладі з двома елементами.

З виконаних нижче розрахунків випливає, що узагальнення методики для вибору з довільного числа елементів не зустрічає принципових математичних труднощів.

Виникнення відмови елемента вузла системи спостереження-сповіщення на території стаціонарного об'єкту назвемо подією А. З простих міркувань випливає, що подія А є сумою трьох подій.

$$A = C_1 + C_2 + C_3. \qquad (38)$$

Події C_k (k = 1, 2, 3), які входять у рівняння (38), можна записати у вигляді:

$$C_1 = B_1 \bar{B}_2 \; – \qquad (39)$$

відмова першого елемента (подія B_1) і відсутність відмови другого елемента (подія $\bar{B}_2$);

$$C_2 = \bar{B}_1 B_2 \; – \qquad (40)$$

відсутність відмови першого елемента (подія $\bar{B}_1$) і наявність відмови другого елемента (подія B_2);

$$C_3 = B_1 B_2 \; – \qquad (41)$$

наявність відмови обох елементів.

Відповідно до теореми множення ймовірностей $P(AC_k)$ добуток будь-яких двох подій А і C_k маємо:

$$P(AC_k) = P(A)\,P(C_k/A) = P(C_k)\,P(A/C_k), \qquad (42)$$

де $P(A)$ – імовірність події А, а $P(C_k/A)$ – імовірність події C_k за умови, що подія А відбулася. Зі співвідношення (42) випливає, що шукані імовірності

$$P(C_k/A) = \frac{P(C_k)\,P(A/C_k)}{P(A)}. \qquad (43)$$

Відповідно до рівності (43)

$$P(AC_k) = 1. \qquad (44)$$

З огляду на те, що наявність відмови одного елемента не залежить від стану другого елемента, зі співвідношення (38) одержимо:

$$P(A) = P_1(1 - P_2) + (1 - P_1)\,P_2 + P_1P_2, \qquad (45)$$

де $P_i = P(B_i)$ – відома імовірність відмови і-го елемента.

Підставляючи (45) у (43), з огляду на (44) та визначення імовірності добутку двох незалежних подій, одержимо три вираження необхідних для рішення поставленої задачі:

1. Імовірність того, що виявлена відмова системи відбулася в зв'язку з нештатною ситуацією у першому елементному блоці:

$$P(C_1/A) = \frac{P_1(1-P_2)}{P_1 + P_2 - P_1P_2}. \qquad (46)$$

2. Імовірність того, що виявлена відмова системи обумовлена нештатною ситуацією у другому елементному блоці:

$$P(C_2/A) = \frac{P_2(1-P_1)}{P_1 + P_2 - P_1P_2}. \qquad (47)$$

3. Імовірність того, що виявлена відмова системи відбулася в зв'язку з відмовою в обох елементних блоках.

$$P(C_2/A) = \frac{P_1P_2}{P_1 + P_2 - P_1P_2}. \qquad (48)$$

Оптимальна черговість обстеження елементів визначається зіставленням відносини

$$\frac{P(C_1/A)}{P(C_2/A)} = \frac{P_1(1-P_2)}{P_2(1-P_1)} \qquad (49)$$

і відносини t_1 / t_2. При

$$\frac{P_1(1-P_2)}{P_2(1-P_1)} \rangle \frac{t_1}{t_2} \qquad (50)$$

випливає, що у першу чергу необхідно обстежувати перший блок. При

$$\frac{P_1(1-P_2)}{P_2(1-P_1)} \langle \frac{t_1}{t_2} \qquad (51)$$

обстеження доцільно починати з другого блоку.

Якщо при обстеженні споруди буде виявлена пожежа (аварія), то імовірність того, що одночасно зазнає нештатної ситуації й друга споруда дається виразенням (48). Виходячи з отриманого по формулі (48) чисельного значення й аналізу існуючої ситуації варто прийняти одне з двох рішень:

1. Після усунення пожежі в одній зі споруд стежити за подальшим розвитком подій.
2. Починати обстежувати іншу споруду.

Як приклад розглянемо ситуацію, коли $P_1 = 0{,}4$; $P_2 = 0{,}2$, а $t_1 / t_2 = 2{,}3$.

Підстановка чисельних значень у формули (46) – (48) і округлення тисячних дає:

$$P(C_1/A) = 0{,}615; \; P(C_2/A) = 0{,}231;$$
$$P(C_3/A) = 0{,}154. \qquad (52)$$

Для відношення ймовірностей згідно (49) маємо

$$\frac{P(C_2/A)}{P(C_2/A)} = 2{,}667\,. \qquad (53)$$

При заданому значенні t_1/t_2 і чисельному значенні (53) реалізується нерівність (50), відповідно до якої доцільно починати обстеження з першої споруди. Відзначимо, що інтуїтивний, спрощений підхід, виходячи з відношення $P_1/P_2 = 2$ і $t_1 / t_2 = 2{,}3$, призведе до прийняття неправильного рішення. Відмінність результатів отриманих при спрощеному підході від отриманих за допомогою формул (50), (51) збільшується в міру збільшення чисельних значень P_i і відносини P_1/P_2.

Висновок

Використання вищенаведених методів дозволяє здійснювати постійний моніторинг надійності систем спостереження і сповіщення на стаціонарних об’єктах, вибирати з ряду потенційних джерел виникнення надзвичайної ситуації пріоритетний напрямок для її ліквідації.

Список літератури

1. Биченок М.М. Основи інформатизації управління регіональною безпекою / М.М. Биченок. – К..: РНБО, Інститут проблем національної безпеки, 2005. – 194 с.

2. Аварии и катастрофы: предупреждение и ликвидация последствий / Под ред. В.А. Котляревского, А.В. Забегаева А.В. – М., 1995. – 360 с.

3. Бандурка А.М. Действия органов внутренних дел по ликвидации последствий аварий, катастроф, стихийных бедствий и других чрезвычайных ситуаций / А.М. Бандурка // Проблемы пожарной безопасности. – Х.: Мин-во образования Украины, МВД Украины, 1993. – С. 37-41.

4. Гнеденко Б.В. Курс теории вероятностей / Б.В. Гнеденко. – 6-е издание. – М.: Наука, 1988. – 446 с.

5. Ачекян Т.А. Теория вероятностей для астрономов и физиков / Т.А. Ачекян. – М.: Наука, 1974. – 264 с.

6. Маделунг Э. Математический аппарат физики / Э. Маделунг. – М.: Изд-во физ.-мат. литературы, 1960. – 370 с.

Надійшла до редколегії 14.01.2009

Рецензент: д-р техн. наук, проф. І.О. Кириченко, Академія внутрішніх військ МВС України, Харків.

ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ И МЕТОДЫ ОБЕСПЕЧЕНИЯ СВОЕВРЕМЕННОГО ВЫЯВЛЕНИЯ ЧРЕЗВЫЧАЙНОЙ СИТУАЦИИ ПУТЕМ ПОДБОРА СИСТЕМ НАБЛЮДЕНИЯ И ИЗВЕЩЕНИЯ ПО КРИТЕРИЮ МАКСИМАЛЬНОЙ БЕЗОТКАЗНОСТИ

Н.И. Адаменко

В статье рассмотрены основы осуществления мониторинга надежности систем наблюдения и извещения на стационарных объектах и технико-экономические аспекты снижения риска их эксплуатации. Обоснован подбор систем наблюдения и извещения по критерию максимальной безотказности. Приведены условия обеспечения безотказной работы систем наблюдения и извещения путем расчета необходимого количества дублирующих контуров. Предоставлено математическое обоснование оптимальных действий для ликвидации отказа в системе наблюдения-извещения.

Ключевые слова: *чрезвычайная ситуация, системы наблюдения, критерий максимальной безотказности.*

THEORETICAL BASES AND METHODS OF PROVIDING OF TIMELY EXPOSURE OF EXTRAORDINARY SITUATION BY THE WAY OF THE SELECTION SYSTEMS OF SUPERVISION AND NOTIFICATION SOFTWARE OF CRITERIA OF MAXIMAL FAULTLESSNESS

N.I. Adamenko

Bases of realization of monitoring of reliability of the systems of supervision and notification on stationary objects and performance aspects of decline of risk of their exploitation are considered in the article. The selection of the systems of supervision and notification on the criterion of maximal faultlessness is grounded. The terms of providing of faultless work of the systems of supervision and notification by the calculation of necessary amount of duplicating contours are resulted. The mathematical ground of optimum actions is given for liquidation of refusal in the system of supervision-notification.

Keywords: *extraordinary situation, systems of supervision, criterion of maximal faultlessness.*