УДК 539.43:620.178.3:621.438

Імовірнісний ризик-аналіз експлуатації трубопровідних систем, резервуарів та посудин тиску. Повідомлення 2. Метод оцінки функціональної придатності елемента конструкції за обмеженими статистичними даними

В. М. Тороп

Інститут проблем міцності ім. Г. С. Писаренка НАН України, Київ, Україна

Описано процедуру оцінки технічного стану конструкцій згідно з критерієм "функціональна придатність за призначенням" за умови використання обмежених статистичних даних, які можуть бути отримані в процесі експлуатації, випробування або шляхом імітаційного моделювання. Запропоновано квазіоптимальний послідовний статистичний критерій, що дозволяє приймати рішення про функціональну придатність об'єктів з імовірностями помилок першого і другого роду не вище заданих значень. Практична реалізація імовірнісного ризик-аналізу експлуатації трубопровідних систем, резервуарів та посудин тиску здійснена у вигляді програмно-методичного комплексу експертної системи "Міцність".

Ключові слова: статистика, моделювання, функціональна придатність, числовий експеримент.

Сучасні високоефективні діагностичні засоби, наприклад технології внутрішньотрубної діагностики, дозволяють виявити й ідентифікувати тисячі і навіть сотні тисяч дефектів на магістральному трубопроводі. Після проведення внутрішньотрубної діагностики доцільно провести класифікацію дефектів за ступенем їх впливу на надійність та безпеку експлуатації. Необхідно розробити раціональну і обгрунтовану процедуру проведення поліпшуючих заходів (ремонт, перегляд регламенту експлуатації, тощо), планування наступних інспекцій з визначенням їх термінів та об'ємів, виділити ділянки, які необхідно відремонтувати в першу чергу. Оскільки при експлуатації конструкції залишається значна кількість дефектів, що можуть кваліфікуватися як допустимі, говорити про абсолютну її надійність, мабуть, недоречно. За таких обставин завжди буде існувати певна імовірність руйнування конструкції. У свою чергу, імовірність руйнування слід розглядати в поєднанні з такою важливаю характеристикою, як наслідок руйнування, що вимагає експертних оцінок. Очевидно, що за однієї і тієї ж імовірності наслідки руйнування трубопроводу першого контуру АЕС і трубопроводу нафтопереробного заводу будуть різними. Таким чином, для різних елементів конструкцій в рамках дослідження одного об'єкта слід оперувати різними рівнями надійності. Добуток імовірності руйнування на показник наслідків руйнування визначає ризик, що може використовуватися як універсальна міра надійності й ефективності експлуатації об'єкта.

Імовірнісний ризик-аналіз, як правило, проводиться для оцінки хімічних та техногенно небезпечних технологічних процесів, надійності обладнання атомних електростанцій та в аерокосмічній техніці. Існують дві причини, які дещо стримують впровадження імовірнісної ідеології ризик-аналізу: по-перше, спектр факторів, що можуть викликати відмову або аварію, є настільки широким, що вимагає комп'ютерної паспортизації об'єктів, кваліфікованої обробки статистичного матеріалу та оперування різними законами розподілу випадкових величин для отримання достовірних оціночних даних надійності, по-друге, більшість покращань безпеки об'єкта, що грунтуються на застарілих методах діагностики, можуть бути ефективними і без знання істинного ризику, пов'язаного з експлуатацією об'єкта. Останній підхід має місце для існування, але він повинен бути методичною складовою більш загальної стратегії управління надійністю та ефективністю, в тому числі економічною, відповідальних об'єктів із переконливим обгрунтуванням їх використання.

Досить значна активність, що спостерігається у галузі забезпечення надійності технічних систем та впровадження ідеології ризик-аналізу, викликана, з одного боку, конкуренцією, яка обумовлює оптимізацію технологічного процесу з метою зменшення витрат, з іншого – більш жорсткими правилами безпеки, що встановлюються державними контролюючими органами.

Постановка задачі у цьому випадку має такий вигляд. Із даних імітаційного моделювання, випробувань або експлуатації досліджуваного об'єкта відомо вибірку значень показника $\{R^*\}$. На основі цього отримано вибірку оціночних значень імовірності $\{P^*(R \geq R_з)\}$. Виходячи з цієї статистичної інформації, необхідно визначити функціональний стан елемента конструкції за критерієм (2) [1], тобто для заданих значень гарантійної імовірності $P_г$ істинне значення відповідного показника надійності або довговічності R не буде нижчим за нормативне значення $R_з$:

$$P(R \geq R_з) \geq P_г. \tag{1}$$

Із даної постановки витікає, що задача прийняття рішення про функціональну придатність елемента конструкції є задачею перевірки статистичних гіпотез: за результатами спостережень $\{P^*(R \geq R_з)\}$ визначити із заданою довірчою імовірністю γ, якому з відрізків координатної осі $[0; P_г]$ або $[P_г; 1]$ належить істинне значення імовірності $P(R \geq R_з)$.

Необхідно відмітити, що число K успішних статистичних випробувань[1] випадкової величини R за умови, що вона випробовувалася N разів, розподілене згідно з біноміальним законом:

$$f(N, K, P) = C_N^K P^K (1-P)^{N-K}, \tag{2}$$

де параметр P – імовірність успішного випробування показника R, P збігається зі шуканим значенням імовірності $P(R \geq R_з)$.

Поставлену задачу математично можна сформулювати наступним чином. Проводяться статистичні випробування бінарної випадкової величини $Z(R)$, що складаються з $l = \overline{1, L}$ етапів. На кожному з етапів може спостерігатися N_l реалізацій випадкової величини Z. Загальне число спостережень складає $N = \sum_{l=1}^{L} N_l$. За цими даними визначається вибірка спромож-

[1] Мається на увазі випадок $Z(R) = 1$ або $R \geq R_з$, де $Z(R)$ – бінарна випадкова величина.

них оцінок $P^*(R \geq R_з)_l$, $l = \overline{1, L}$ імовірнісного показника $P(R > R_з)$. Істинне значення імовірності $P(R > R_з)$ є параметр P біноміального закону розподілу $f(N, K, P)$. На основі цього потрібно визначити критерій $D(Z, \alpha, \beta)$ прийняття одного з двох рішень (гіпотез):

$$\begin{aligned} &H_1 : (P \in [0; P_г]); \\ &H_2 : (P \in [P_г; 1]), \end{aligned} \tag{3}$$

щоб імовірності помилкових рішень не перевищували заданих значень:

$$\begin{aligned} &L(P) \geq \gamma \quad \text{при} \quad P \in [0; P_г]; \\ &L(P) \geq \beta \quad \text{при} \quad P \in [P_г; 1], \end{aligned} \tag{4}$$

де $L(P)$ – імовірність прийняття рішення H_1 при даному значенні P (оперативна характеристика критерію); $\gamma = 1 - \alpha$ – нормативний коефіцієнт довіри до рішення, що приймається; α, β – задані імовірності помилок першого і другого роду.

Наприклад, для нашого випадку імовірність помилки α першого роду (імовірність відкинути гіпотезу H_1 за умови, що вона вірна) означає імовірність прийняття рішення про функціональну придатність елемента конструкції $(P \in [P_г; 1])$ за умови, що насправді він функціонально непридатний $(P \in [0; P_г])$. На практиці при аналізі надійності і довговічності відповідальних конструкцій прийняття такого рішення недопустиме, тому що призводить до аварійної ситуації або створює передумови до неї. Тому значення α, що задаються (у залежності від важливості об'єкта, що аналізується), повинні лежати в межах $10^{-6}...10^{-9}$ [2, 3]. Імовірність помилки другого роду β (імовірність відкинути гіпотезу H_2 за умови, що вона вірна) означає імовірність прийняття рішення про функціональну непридатність елемента конструкції $(P \in [0; P_г])$ за умови, що насправді він функціонально придатний $(P \in [P_г; 1])$. Очевидно, що прийняття подібних рішень призводить до надмірних витрат, оскільки будуть вироблятися відповідні поліпшуючі заходи (позапланова зупинка об'єкта, профілактика, ремонт і т.п.) по відношенню до функціонально придатного об'єкта. Тому значення β, що задаються (у залежності від важливості об'єкта, що аналізується, і наслідків рішень, що приймаються), звичайно лежать у межах $5 \cdot 10^{-2}...10^{-3}$.

Сформульована задача перевірки статистичних гіпотез про функціональну придатність об'єкта (3), (4) може бути вирішена з використанням розглянутих в [1] методів інтервальної оцінки. Наприклад, отримавши на довільному кроці спостережень $j = \overline{1, N}$ довірчий інтервал $[P^*_{нj}; P^*_{вj}]$, необхідно порівняти значення меж довірчого інтервалу із заданою гарантійною імовірністю $P_г$:

якщо $P^*_{нj} \geq P_г$, то з коефіцієнтом довіри γ можна говорити про функціональну придатність елемента конструкції;

якщо $P_{\text{в}j}^{*} < P_{\text{г}}$, то з коефіцієнтом довіри γ приймається рішення про функціональну непридатність елемента конструкції.

Розглянутий підхід до оцінки функціональної придатності елемента конструкції має право на існування, але при застосуванні його на практиці необхідно мати досить великі об'єми спостережень N порядку $10^4...10^6$. Це зумовлено, в свою чергу, тим, що при прийнятті рішень відносно надійності і живучості відповідальних конструкцій (наприклад, трубопроводів і обладнання АЕС) до останніх висувають жорсткі вимоги щодо гарантійних імовірностей $P_{\text{г}}$ (значення γ близькі до одиниці) та імовірностей помилок прийняття рішень (значення α, β близькі до нуля). Тому необхідна процедура, яка б дозволила приймати рішення (3) із заданими гарантійними імовірностями (4), але з набагато меншим об'ємом статистики (випробувань).

Як правило, критерій $D(Z,\alpha,\beta)$ повинен забезпечити найменший об'єм статистики. Ця умова виконується (критерій буде оптимальним), якщо математичне очікування числа спостережень при виключенні помилкової гіпотези буде мінімальним. Відомо, що таке рішення (послідовний критерій Вальда [4]) існує для випадку двох простих гіпотез, коли відрізок [0; 1] включає тільки дві точки P_1 і P_2, відносно яких перевіряються статистичні гіпотези. У нашому випадку гіпотези вигляду (3), що перевіряються, є складними, тому безпосередньо використати підхід Вальда неможливо.

На основі сучасних підходів побудови оптимальних послідовних вирішальних правил перевірки багатьох складних параметричних гіпотез [5, 6] автором запропоновано послідовний критерій $D(Z,\alpha,\beta)$ перевірки складних гіпотез (3) із заданими імовірностями помилок першого α і другого β роду в наступному вигляді:

$$D(Z,\alpha,\beta)=\begin{cases} D(H_1) & \text{при} \quad \prod\limits_{l=1}^{L} u_l^{(1)} < \alpha^{-1} \quad \text{і} \quad \prod\limits_{l=1}^{L} u_l^{(2)} < \beta^{-1}; \\ D(H_2) & \text{при} \quad \prod\limits_{l=1}^{L} u_l^{(2)} > \beta^{-1} \quad \text{і} \quad \prod\limits_{l=1}^{L} u_l^{(1)} > \alpha^{-1}; \\ \varnothing & \text{при} \quad \prod\limits_{l=1}^{L} u_l^{(2)} < \alpha^{-1} \quad \text{і} \quad \prod\limits_{l=1}^{L} u_l^{(2)} < \beta^{-1}. \end{cases} \qquad (5)$$

Тут $D(H_1)$ – рішення, прийняте на користь гіпотези H_1: ($P \in [0; P_{\text{г}}]$); $D(H_2)$ – рішення, прийняте на користь гіпотези H_2: ($P \in [P_{\text{г}}; 1]$); $\varnothing$ – відмова від прийняття рішення через нестачу статистики; α, β – задані імовірності помилок першого і другого роду; L ($l = 1, L$) – число кроків спостережень у послідовній схемі випробувань; $u_l^{(1)}, u_l^{(2)}$ – функції,

$$u_l^{(q)} = \left(\frac{P_l^*}{\hat{P}_{lq}}\right)^{K_l} \left(\frac{1-P_l^*}{1-\hat{P}_{lq}}\right)^{N_l-K_l}, \qquad l=\overline{1, L}, \quad q=1,2, \qquad (6)$$

де N_l – число випробувань на кроці $l = \overline{1, L}$; K_l – число успішних випробувань на кроці спостережень $l = \overline{1, L}$; P_l^* – значення точкової оцінки імовірності за l кроків спостережень,

$$P_l^* = \sum_{\nu=1}^{l} K_\nu \Big/ \sum_{\nu=1}^{l} N_\nu. \tag{7}$$

Значення $\hat{P}_{lq}$ $(l = \overline{1, L}, q = 1, 2)$ визначається за правилами:

$$\begin{aligned} &\text{якщо} \quad (P_l^* \in [0; P_г]), \quad \text{то} \quad (\hat{P}_{l1} = P_l^*) \quad \text{і} \quad (\hat{P}_{l2} = P_г), \\ &\text{якщо} \quad (P_l^* \in [P_г; 1]), \quad \text{то} \quad (\hat{P}_{l1} = P_г) \quad \text{і} \quad (\hat{P}_{l2} = P_l^*). \end{aligned} \tag{8}$$

На практиці порядок використання послідовного критерію $D(Z, \alpha, \beta)$ полягає в наступному:

а) на даному кроці спостережень $l = \overline{1, L}$ на основі (8) розраховують оцінку імовірності P_1^* згідно з (7);

б) визначають $\hat{P}_{lq}$ і далі згідно з (6) обчислюють функції $u_l^{(q)}$ $(l = \overline{1, L}$, $q = 1, 2)$;

в) отримані значення підставляють в (5) і за допомогою заданих α, β приймають рішення на користь однієї з гіпотез (3) або про продовження спостережень;

г) із прийняттям таких рішень буде вирішене питання щодо визначення (із заданим рівнем довіри) фактичного функціонального стану конструктивного елемента за критерієм (1).

Однією з особливостей запропонованого критерію (5) є те, що він квазіоптимальний за середнім числом реалізацій (випробування, спостереження) $N = \sum_{l=1}^{L} N_l$, тобто він забезпечує мінімум математичного числа реалізацій $M[N]$ в класі процедур для прийняття правильного рішення з довірчою імовірністю не нижче необхідної.

Ще одна особливість послідовного критерію (5) полягає в тому, що на його основі можна приймати обгрунтовані рішення при занадто обмежених об'ємах статистичних даних, що використовуються в числовому експерименті. Якщо згідно з послідовною схемою рішення із заданими α, β не може бути прийнято $(D(Z, \alpha, \beta) = \varnothing)$, пропонується використовувати послідовний критерій $D(Z)$, який є аналогом критерію максимальної правдоподібності перевірки простих гіпотез при фіксованому числі спостережень:

$$D(Z) = \begin{cases} D(H_1) & \text{при} \quad \prod_{l=1}^{L} u_l^{(1)} \Big/ \prod_{l=1}^{L} u_l^{(2)} < 1; \\ D(H_2) & \text{при} \quad \prod_{l=1}^{L} u_l^{(1)} \Big/ \prod_{l=1}^{L} u_l^{(2)} > 1, \end{cases} \tag{9}$$

де $D(H_1)$ – рішення, прийняте на користь гіпотези $H_1: (P \in [0;\ P_{\text{г}}])$; $D(H_2)$ – рішення, прийняте на користь гіпотези $H_2: (P \in [P_{\text{г}};\ 1])$; $u_l^{(1)}$, $u_l^{(2)}$ – функції вигляду (6); L $(l = 1, L)$ – число кроків спостережень у послідовній схемі випробувань.

Критерій (9), як і критерій максимальної правдоподібності, дозволяє приймати рішення для довільних об’ємів статистики за умови, якщо невизначеність та наслідки від прийняття помилкових рішень однакові, а також при апріорних імовірностях реалізації гіпотез H_1, H_2. Тому використовувати критерій (9) необхідно в випадках, коли неможливо отримати нові статистичні дані про досліджуваний об’єкт або це пов’язано з великими витратами.

Для перевірки ефективності використання послідовного критерію (5) був поставлений обчислювальний експеримент. У результаті отримано такі важливі характеристики вирішального правила, як оціночні значення оперативної характеристики $L^*(P)$ критерію (5) і математичного очікування числа спостережень $M^*(P)$, що необхідні для прийняття коректного рішення.

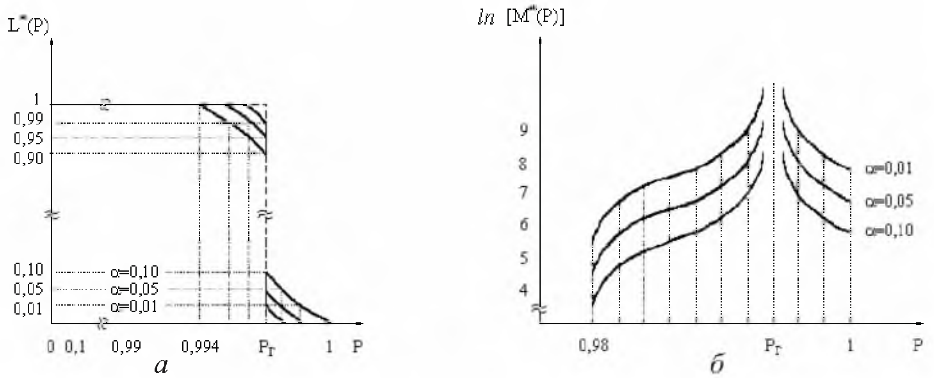
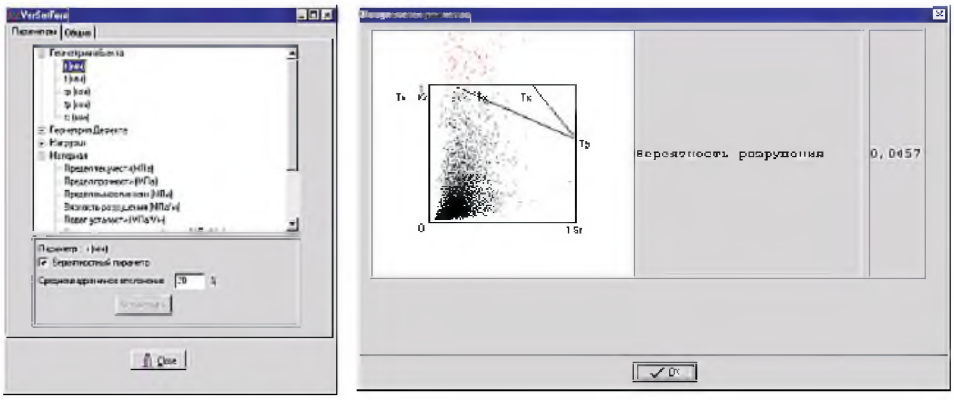


Рис. 1. Залежність імовірності відмови від оціночного значення оперативної характеристики $L^*(P)$ – *а* та логарифму математичного очікування числа спостережень $M^*(P)$ – *б* за даними проведеного числового експерименту (перетином пунктирних ліній з кривими відмічено спроби, в яких зареєстровано відмови).

Результати моделювання представлені на рис. 1. У точці $P = P_{\text{г}} = 0{,}997$ для функцій $L^*(P)$ та $M^*(P)$ має місце розрив. Видно, що оціночні значення оперативної характеристики $L^*(P)$ майже всюди співпадають зі значеннями ідеальної оперативної характеристики критерію (на рис. 1 пунктирні лінії). Відмінності спостерігаються лише при $\Delta P = \left| P - P_{\text{г}} \right| < 0{,}003$. При цьому оцінка якості критерію залишається не гірше заданих значень: $\alpha = \beta = 0{,}1;\ 0{,}05;\ 0{,}01$. Таким чином, нарівні з вирішенням питання про функціональну придатність конструктивних елементів критерій перевірки складних статистичних гіпотез, що реалізований в програмно-методичному комплексі (ПМК) “Імовірнісний ризик-аналіз” експертної системи (ЕС) “Міцність” [7], може застосовуватися в різних контролюючих і керуючих “on-line” системах. На основі запропонованого критерію (5) розв’язується проблема прийняття рішень за неповними статистичними даними, отриманими за допомогою імітаційного моделювання, випробувань або на стадії експлуатації. Окрім використання даних допустимих значень імовірності руйнування та прийнятних рівнів для декларування об'єктів підвищеної небезпеки, що регламентуються [2], ПМК формує базу експертних оцінок наслідків руйнування. Приклад інтерфейсу формування вхідної інформації та результатів обчислень з використанням ПМК, що впроваджений в ТОВ "ЛатРосТранс", ілюструє рис. 2.



а *б*

Рис. 2. Інтерфейс формування вхідної (*а*) та вихідної (*б*) інформації ПМК "Імовірнісний ризик-аналіз" ЕС "Міцність".

Р е з ю м е

Описана процедура оценки технического состояния конструкции в соответствии с критерием "функциональная способность по назначению" при условии использования ограниченных статистических данных, которые могут быть получены в процессе эксплуатации, испытаний или путем имитационного моделирования. Предложен квазиоптимальный последовательный статистический критерий, что позволяет принимать решение о функциональной способности объектов с вероятностью ошибок первого и второго рода не выше заданных значений. Практическая реализация вероятностного риск-анализа эксплуатации трубопроводных систем, резервуаров и сосудов давления выполнена в виде программно-методического комплекса экспертной системы "Прочность".

1. *Тороп В. М.* Імовірнісний ризик-аналіз експлуатації трубопровідних систем, резервуарів та посудин тиску. Повідом. 1. Алгоритм побудови імовірнісної моделі // Пробл. прочности. – 2005. – № 2. – С. 85 – 91.
2. *Методика* визначення ризиків та їх прийнятних рівнів для декларування безпеки об'єктів підвищеної небезпеки. – Опубл. 04. 12. 2002. – № 637.

3. *API 1160.* Managing System Integrity for Hazardous Liquid Pipelines. – Washington, DC: American Petroleum Institute, 2001. – 100 p.
4. *Вальд А.* Последовательный анализ. – М.: Физматгиз, 1960. – 327 с.
5. *Кудрицкий В. Д., Панченко В. П.* Определение функционального состояния иерархической АСУ по данным эксплуатации // Механизация и автоматизация управления. – 1991. – № 1. – С. 4 – 8.
6. *Дятлов Г. И., Кудрицкий В. Д.* Вероятностные основы моделирования сложных систем. – Киев: КВВАИУ, 1992. – 530 с.
7. *Torop V. M.* Decision support systems for strength accompaniment of the safe operation of NPP Equipment // Proc. Third Int. Conf. on Material Science Problems in NPP Equipment Production and Operation (St. Petersburg, 17–22 June 1994). – 1994. – **3**. – P. 740 – 750.

Поступила 24. 12. 2003