

УДК 658.382.3

МОНІТОРИНГ БЕЗПЕКИ ВИРОБНИЧОГО УСТАТКУВАННЯ ТА ПРОЦЕСУ НА ОСНОВІ ПОСЛІДОВНОГО АНАЛІЗУ

Ю.В. Кулявець, доцент, к.т.н., О.І. Богатов, доцент, к.т.н.,
О.А. Єрмакова, доцент, к.т.н., ХНАДУ

Анотація. Розглядається можливість у режимі реального часу керування експлуатаційною безпекою виробничого устаткування та процесу на основі послідовного байєсівського аналізу математичного очікування рейтингу порушень нормальної експлуатації.

Ключові слова: безпека виробничого устаткування та процесу, послідовний байєсівський аналіз, порушення нормальної експлуатації.

МОНИТОРИНГ БЕЗОПАСНОСТИ ПРОИЗВОДСТВЕННОГО ОБОРУДОВАНИЯ И ПРОЦЕССА НА ОСНОВЕ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОГО АНАЛИЗА

Ю.В. Кулявец, доцент, к.т.н., О.И. Богатов, доцент, к.т.н.,
Е.А. Ермакова, доцент, к.т.н., ХНАДУ

Аннотация. Рассматривается возможность в режиме реального времени управления эксплуатационной безопасностью производственного оборудования и процесса на основе последовательного байесовского анализа математического ожидания рейтинга нарушений нормальной эксплуатации.

Ключевые слова: безопасность производственного оборудования и процесса, последовательный байесовский анализ, нарушения нормальной эксплуатации.

MONITORING OF PRODUCTION EQUIPMENT AND PROCESS SAFETY ON THE BASIS OF SEQUENTIAL ANALYSIS

Yu. Kulyavets, Associate Professor, Candidate of Engineering Science, O. Bogatov, Associate Professor, Candidate of Engineering Science, E. Yermakova, Associate Professor, Candidate of Engineering Science, KhNAHU

Abstract. The possibility of real-time management of operational safety of production equipment and process on the basis of sequential Bayesian analysis of mathematical expectation of normal operation violation rating has been considered.

Key words: production equipment and process safety, sequential Bayesian analysis, violation of normal operation.

Вступ

Реалізація сучасних методів керування безпекою виробничого устаткування і процесу (ВУП) можлива за широкого використання методології прийняття рішень на основі фактів, а не на базі суб'єктивних поглядів менеджерів, що передбачає впровадження статистичних методів аналізу в промисло-

вість. Це вимагає насамперед зміни базових принципів менеджменту, активного впровадження філософії культури безпеки як невід'ємної частини культури якості, навчання персоналу сучасним методам статистичного аналізу безпеки [1].

Всю безліч станів ВУП доцільно розділити на два види: безпечні і небезпечні. Оскільки

частина джерел небезпеки діє в ВУП безперервно в часі, то можливість заподіяння шкоди наявна завжди і, отже, неправомірно пов'язувати безпечний стан із повною відсутністю збитку. З позицій безпеки, перехід ВУП із працездатного стану в безпечний непрацездатний стан називають порушенням нормальної експлуатації, перехід ВУП із працездатного стану в непрацездатний небезпечний стан – подією, а в аварійний стан – аварією.

Аналіз літератури

Оперативне керування експлуатаційною безпекою доцільно орієнтувати на результати аналізу порушень. При цьому аналізі потрібно враховувати, що в умовах обмеженості тимчасових і вартісних ресурсів необхідність і терміновість розробки коригуючих заходів залежить від ступеня небезпеки порушень [2]. Це обумовлює доцільність визначення показників, що характеризують тяжкість порушень, і відповідних методів оцінки введених показників за експлуатаційними даними.

Мета і постановка задачі

Моніторинг безпеки технічних систем передбачає безперервний аналіз порушень нормальної експлуатації виробничого устаткування (ВУ) з урахуванням того, що кожне порушення несе певну інформацію про рівень безпеки. Ці дані, будучи засвоєними (обробленими), збільшують або зменшують ступінь впевненості особи, що приймає рішення (ОПР) про рівень безпеки. Таким чином, завдання моніторингу безпеки може бути сформульовано в термінах послідовного аналізу статистичних гіпотез. Тому необхідно визначити показники, що характеризують тяжкість конкретного порушення у вигляді ймовірності можливого переходу порушення в аварію, відображаючи тим самим рівень безпеки ВУ при експлуатації в конкретний момент часу настання порушення.

Моніторинг безпеки виробничого процесу

Перед початком аналізу на підставі попереднього досвіду експлуатації аналогічного устаткування або розрахунків на стадії проектування, проведених для даного ВУ, є інформація про очікуваний рейтинг порушень [2]. Ця інформація може бути представлена у вигляді k несумісних гіпотез $H_1, H_2, \dots$,

H_k щодо математичного очікування рейтингу порушень: гіпотеза H_1 полягає в тому, що середній рейтинг порушень дорівнює $\bar{S}_1$; гіпотеза H_2 полягає у тому, що середній рейтинг порушень дорівнює $\bar{S}_2$ і т.д. Одна з гіпотез є вірною, і її слід розпізнати (виділити) за результатами аналізу порушень.

Формалізуємо постановку задачі. Нехай $H_1, H_2, \dots, H_k$ – k несумісних гіпотез щодо математичного очікування рейтингу порушень S , тобто $H_1: S = \bar{S}_1, H_2: S = \bar{S}_2, \dots, H_k: S = \bar{S}_k$.

До початку моніторингу ОПР, користуючись інтуїцією й апіорною (попередньою) інформацією про безпеку ВУ, має апіорну інформацію про ймовірність (правдоподібність) кожної з гіпотез

$$\alpha_1 = P(H_1) = P(S = \bar{S}_1);$$

$$\alpha_2 = P(H_2) = P(S = \bar{S}_2);$$

...

$$\alpha_k = P(H_k) = P(S = \bar{S}_k);$$

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1.$$

Кожне порушення призводить до перерахунку $P(H_i)$, $i = 1, 2, \dots, k$, за рахунок включення інформації про порушення, вираженої у вигляді рейтингу порушень, до комплексу даних про безпеку. Нова порція інформації про небезпеку порушень включається шляхом послідовного застосування формули Байєса.

Якщо в момент t_1 випадкове значення рейтингу порушень виявилось таким, що дорівнює $S(t_1)$, то, відповідно до байєсівського підходу, умовна ймовірність справедливості гіпотези H_i , за умови $S = S(t_1)$, визначається як

$$P[H_i | S = S(t_1)] = \frac{P(H_i^0) \cdot P[S = S(t_1) | H_i]}{\sum_{j=1}^k P(H_j^0) \cdot P[S = S(t_1) | H_j]}, \quad i = 1, \dots, k, \quad (1)$$

де $P(H_i^0) = P(S = \bar{S}_i) = \alpha_i$; $P[S = S(t_1)|H_i]$ – умовна ймовірність спостереження рейтингу $S = S(t_1)$ і справедливості гіпотези H_i .

Якщо в момент часу t_2 значення рейтингу виявилось таким, що дорівнює $S(t_2)$, то

$$P[H_i|S = S(t_2)] = \frac{P(H_i^1) \cdot P[S = S(t_2)|H_i]}{\sum_{j=1}^k P(H_j^1) \cdot P[S = S(t_2)|H_j]}, \quad i = 1, \dots, k, \quad (2)$$

де $P(H_i^1) = P[H_i|S = S(t_1)]$.

Послідовний процес обліку небезпеки порушень, аналогічний описаному формулами (1) і (2), продовжується в моменти часу t_3 , t_4 і т.п. В результаті в довільний момент часу t_l ОПР може оперувати апостеріорною ймовірністю $P[H_i|S = S(t_l)]$ про справедливість кожної гіпотези H_i щодо математичного очікування рейтингу порушень. Гіпотеза H_i , для якої зазначена апостеріорна ймовірність $P[H_i|S = S(t_l)]$ є максимальною, має бути визнана найбільш вірогідною (правдоподібною) до l -го спостереження.

Для того щоб реалізувати цей підхід, необхідно вказати спосіб розрахунку умовних ймовірностей $P[S = S(t_l)|H_i]$, що входять у вираз (2).

Оскільки рейтинг порушень [2] являє собою реалізацію випадкової величини, що змінюється від 0 до 1, то можна припустити, що розподіл рейтингу може бути описано β -функцією, зосередженою на відрізку $[0, 1]$, з щільністю ймовірності виду

$$f(S) = \frac{S^{a-1}(1-S)^{b-1}}{B(a,b)}, \quad (3)$$

де a , b – параметри β -розподілу; $B(a,b)$ – β -функція, яка виражається через гамма-функцію $\Gamma(*)$ відповідно до виразу

$$B(a,b) = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)}. \quad (4)$$

Математичне очікування рейтингу порушень $\bar{S}$ для β -розподілу виду (3) буде мати вигляд

$$\bar{S} = \frac{a}{a+b}. \quad (5)$$

Якщо є справедливою гіпотеза H_i , тобто $\bar{S} = \bar{S}_i$, то з формули (5) випливає, що за фіксованого параметра b

$$a = b \frac{\bar{S}_i}{1 - \bar{S}_i}. \quad (6)$$

Таким чином, якщо на l -му кроці визначено рейтинг порушення $S(t_l)$, то за умови справедливості гіпотези H_i з рівнянь (6) і (2) випливає

$$P[S = S(t_l)|H_i] = [S(t_l)]^{\frac{b\bar{S}_i}{1-\bar{S}_i}} \frac{[1-S(t_l)]^{b-1}}{B_i}, \quad (7)$$

$$\text{де } B_i = \frac{\Gamma\left[\frac{b\bar{S}_i}{1-\bar{S}_i}\right] \cdot \Gamma(b)}{\Gamma\left[\frac{b\bar{S}_i}{1-\bar{S}_i} + b\right]} = \frac{\Gamma\left[\frac{b\bar{S}_i}{1-\bar{S}_i}\right] \cdot \Gamma(b)}{\Gamma\left[\frac{b}{1-\bar{S}_i}\right]}.$$

Остаточно приходимо до наступного алгоритму моніторингу безпеки, що базується на байєсівському підході:

– на основі попередньої інформації про рівень безпеки об'єкта формуються k гіпотез про математичне сподівання рейтингу порушень $H_1, H_2, \dots, H_k$;

– на основі цієї ж інформації задаються k значень апіорних ймовірностей прийняття (справедливості) кожної з гіпотез $\alpha_1, \alpha_2, \dots,$

α_k ; $\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1$. Якщо немає інформації про пріоритет тієї чи іншої гіпотези, то $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = \frac{1}{k}$;

– нехай у момент часу t_1 зафіксовано порушення, рейтинг якого дорівнює $S(t_1)$;

– умовна ймовірність того, що випадкове значення рейтингу дорівнює $S(t_1)$ за умови справедливості гіпотези H_i з урахуванням рівняння (7), має вигляд

$$P[S = S(t_i) | H_i] = S(t_i)^{\frac{b\bar{S}_i}{1-\bar{S}_i}} \cdot \frac{1 - \bar{S}(t_i)^{b-1}}{B_i}; \quad (8)$$

– умовна ймовірність справедливості H_i , за умови, що спостерігається рейтинг $S(t_i)$, визначається за формулою

$$P[H_i | S = S(t_i)] = \left[\alpha_i \cdot S(t_i)^{\frac{b\bar{S}_i}{1-\bar{S}_i}} \cdot \frac{1 - \bar{S}(t_i)^{b-1}}{B_i} \right] / \left[\sum_{j=1}^k \alpha_j \cdot S(t_i)^{\frac{b\bar{S}_j}{1-\bar{S}_j}} \cdot \frac{1 - \bar{S}(t_i)^{b-1}}{B_j} \right] \quad (9)$$

Обчислення тривають до моменту часу t_{l-1} . Далі нехай в момент часу t_l зафіксовано порушення, рейтинг якого дорівнює $S(t_l)$.

Ймовірність того, що рейтинг порушення дорівнює $S(t_l)$, за умови справедливості гіпотези H_i , визначається за формулою, аналогічною (8)

$$P[S = S(t_l) | H_i] = S(t_l)^{\frac{b\bar{S}_i}{1-\bar{S}_i}} \cdot \frac{1 - \bar{S}(t_l)^{b-1}}{B_i} \quad (10)$$

Ймовірність того, що гіпотеза H_i є вірною, за умови, що спостерігається порушення, рейтинг якого дорівнює $S(t_l)$, має вигляд

$$P[H_i | S = S(t_l)] = \left\{ P[H_i | S = S(t_{l-1})] \cdot S(t_l)^{\frac{b\bar{S}_i}{1-\bar{S}_i}} \cdot \frac{1 - \bar{S}(t_l)^{b-1}}{B_i} \right\} / \left\{ \sum_{j=1}^k \left(P[H_j | S = S(t_{l-1})] \cdot S(t_l)^{\frac{b\bar{S}_j}{1-\bar{S}_j}} \cdot \frac{1 - \bar{S}(t_l)^{b-1}}{B_j} \right) \right\}, \quad (11)$$

де $P[H_i | S = S(t_0)] = \alpha_i$.

Після моменту t_l найбільш вірогідною визнається і вибирається та гіпотеза H_i^* , для якої ймовірність $P[H_i^* | S = S(t_l)]$ є максимальною для всіх $i = 1, \dots, k$.

Необхідно зауважити, що:

– якщо на певному етапі ймовірність прийняття однієї або декількох гіпотез є значно меншою за інші, то її (їх) можна виключити з подальшого аналізу з подальшим нормуванням суми ймовірностей гіпотез, що залишилися.

– вибір закону розподілу рейтингу порушень $S(t)$ істотно не впливає на результати моніторингу, тобто на значення ймовірностей $P[H_i^* | S = S(t_i)]$, $i = 1, 2, \dots, k$.

Можна припустити, що в окремих випадках, особливо на початковому етапі спостережень, кілька гіпотез можуть конкурувати, що пояснюється великим розкидом рейтингу. Тобто стійкі висновки щодо справедливості тієї чи іншої гіпотези доцільно формувати після накопичення певної інформації про порушення.

Висновки

Таким чином, послідовний байєсівський аналіз безпеки може проводитися в режимі реального часу після настання кожного порушення, що дозволить підвищити оперативність прийнятих рішень у випадку, коли усвідомлюється, що математичне очікування рейтингу порушень є великим.

Література

1. Браун Д.Б. Анализ и разработка систем обеспечения техники безопасности (системный подход к технике безопасности) / Д.Б. Браун. – М.: Машиностроение, 1979. – 360 с.
2. Александровская Л.Н. Статистические методы анализа безопасности сложных технических систем: учебник / Л.Н. Александровская, И.З. Аронов, А.И. Елизаров и др.; под ред. В.П. Соколова. – М.: Логос, 2001. – 232 с.

Рецензент: С.В. Мінка, доцент, к.т.н., ХНАДУ.

Стаття надійшла до редакції 6 вересня 2012 р.