УДК 62.192:682.039

МОДЕЛИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РИСКА В ТЕОРИИ ТЕХНОГЕННОЙ БЕЗОПАСНОСТИ СЛОЖНЫХ СИСТЕМ

Острейковский В.А., Саакян С.П.

Национальный исследовательский ядерный университет «МИФИ» Обнинский институт атомной энергетики – филиал НИЯУ МИФИ, Обнинск, e-mail:s_saakian@mail.ru

Рассмотрена обобщенная динамическая модель техногенного риска при эксплуатации сложных систем. Риск – это возможные последствия (ущерб) в некоторой стохастической ситуации и соответствующие им вероятности. Для законов распределения случайных величин вероятности исходного события и ущерба рассмотрены широко известные в теории надежности и безопасности законы, такие как Гаусса, Рэлея, Вейбулла, нормальный, Стьюдента. Получены аналитические выражения для определения плотности распределения техногенного риска при независимых случайных величинах вероятности исходных событий и ущерба от них при различных законах распределения, рассмотрены комбинации законов распределения исходных событий и ущерба Гаусса, Рэлея, Вейбулла, логарифмически нормального, Стьюдента. Значения плотностей вероятностей техногенного риска существенно зависят как от вида, так и значений параметров законов распределения. В качестве параметров распределения были использованы данные о надежности ядерно-энергетического оборудования и нефте-газопроводов.

Ключевые слова: вероятность, распределение, риск

MODELS OF RISK INDICATORS IN THE TECHNO SECURITY THEORY OF COMPLEX SYSTEMS

Ostreykovskiy V.A., Saakyan S.P.

National research nuclear university «MEPhI»

Obninsk institute of atomic engineering – MEPhi branch, Obninsk, e-mail: s_saakian@mail.ru

A generalized dynamic model of technological risk in the operation of complex systems. The risk is the possible consequences (damage) in a stochastic situation and their corresponding probabilities. For the laws of probability distribution of random variables and the initial event of damage considered well known in the theory of reliability and safety laws such as Gaussian, Rayleigh, Weibull, normal, Student. The analytical expressions for determining the density distribution of technological risk in independent random variables the probability of the initial events, and a bearing damage caused by them under different laws of distribution are considered a combination of the laws of distribution of the initial events and damage Gaussian, Rayleigh, Weibull, lognormal, Student. The values of the probability densities of technological risk greatly depends on the type and parameters of distributions. As the distribution parameters were used on the reliability of nuclear power equipment and oil and gas pipelines.

Keywords: probability, distribution, risk

После известных тяжелых техногенных катастроф последней трети XX в. и первого десятилетия XXI в. вопросы анализа, оценки и прогнозирования отказов, аварий и катастроф продолжают оставаться чрезвычайно актуальными. В этом плане необходимо дальнейшее развитие одного из важных разделов теории безопасности сложных динамических высоко опасных систем – теории техногенного риска.

Как известно, количественное значение риска определяется с помощью выражения

$$R = \sum_{i=1}^{n} R_i = \sum_{i=1}^{n} Q_i C_i,$$

где Q_i – вероятность исходного события и C_i – последствия (ущерб) от исходного события (отказа, аварии, катастрофы). Этот подход обычно интерпретируется двумерной кривой Ф.Ф. Фармера (рис. 1) [1]. При этом под значением самого риска на рис. 1 понимается значение возможного ущерба «*c*» при соответствующем значении вероятности q. При этом исходные события должны рассматриваться по всему дереву событий исследуемой системы.

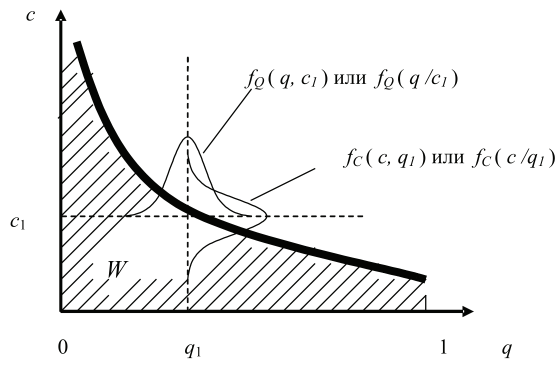

Рис. 1. Развитие модели риска по Ф. Фармеру

Недостатками данного подхода являются:

1) неучет изменения величин C и Q и во времени;

2) величины C и Q в общем случае являются либо случайными величинами, либо случайными функциями времени (случайными процессами).

Отмеченные факторы соответствуют реальной эксплуатации сложных динамических систем [1–4].

Обобщенная динамическая модель техногенного риска от эксплуатации системы

Рассмотрим множества: $Q = \{q_1, q_2, \ldots, q_n\}$, $q_i \in Q$, $i = \overline{1,n}$ – множество возможных вероятностей исходных событий (отказов, аварий, катастроф), $C = \{c_1, c_2, \ldots, c_n\}$, $c_i \in C$, $i = \overline{1,n}$ – множество последствий (ущерба) от свершения i-х исходных событий, $t_i \in T$ – множество моментов времени, $R_i \in R$ – множество возможных рисков,

$$\sum_{i=1}^{n} R_i = R.$$

Очевидно, что

$$R = H\{Q \times C \times T\} \tag{1}$$

или в скалярной форме

$$R\left(q, c, t\right) \sum_{i=1}^{n} q_i(t) c_i(t), \tag{2}$$

где H – оператор, реализующий отображение

$$Q \times C \times T \to R. \tag{3}$$

или

$$R\left(q, c, t\right) = H\left\{t, t_0, R_0\left(q_0, c_0, t_0\right), R\left(q, c\right]_{t_0}^{t}\right\}, \tag{4}$$

где t – текущий момент времени, в который определяется риск; t_0 – начальный момент наблюдения за состоянием системы, $t \geq t_0$; q_0, c_0, R_0 – соответственно вероятность исходных состояний динамической системы, ущерб и риск в начальный момент времени наблюдения за состоянием системы.

В данной работе под риском понимаются возможные последствия (ущерб) в некоторой стохастической ситуации и соответствующие им вероятности, т.е. риск отождествляется с функцией распределения [3].

Сложный оператор H может быть представлен набором более простых операторов

$$H = \{H_j\}, \quad j = \overline{1,m}. \tag{5}$$

Число m видов оператора H зависит от сложности системы, взаимодействия подсистем, блоков и элементов в системе (т.е. характером внутренних связей), влиянием внешней среды, количеством звеньев в иерархии управления, видов опасностей и угроз и различных других факторов.

В частности, возможны следующие случаи.

Класс моделей 1. Вероятности исходных событий q_i и ущерб c_i являются случайными и независимыми величинами. Тогда риск R определяется классическим способом по Ф. Фармеру

$$R = H_1\left\{q, c\right\} = \sum_{i=1}^{n} q_i c_i, \quad i = \overline{1,n}. \tag{6}$$

Класс моделей 2. Вероятности исходных событий q_i и ущерб c_i являются независимыми случайными величинами [2], задаваемыми в общем случае своими законами распределения $f_Q(q/c_i)$ и $f_C(c/q_i)$, как показано на рис. 1. Тогда

$$R = H_2\{q, c\};$$

и

$$F_R(r) = \iint_{W_1} f_{QC}(q,c)\,dq\,dc = \iint_{W_1} f_Q(q) f_C(c)\,dq\,dc, \tag{7}$$

где $F_R(r)$ – функция распределения риска; W_1 – область определения, задаваемая как

$$W_1 : \begin{cases} 0 \leq q \leq 1,0; \\ 0 \leq c \leq c_{\max}. \end{cases} \tag{8}$$

Класс моделей 3. Вероятности исходных событий q_i и ущерб c_i являются зависимыми случайными величинами с функцией связи $Q = \alpha(c)$. Тогда

$$R = H_3\{q, c/q\};$$

и

$$F_R(r) = \iint_{W_2} f_{Q/C}(q,c)\,dq\,dc = \int_0^{\infty} \int_0^{\alpha(c)} f_Q(q) f_C(c)\,dq\,dc, \tag{9}$$

по области интегрирования

$$W_2 : \begin{cases} 0 \leq q \leq \alpha(c); \\ 0 \leq c < \infty. \end{cases}$$

Класс моделей 4. Вероятности исходных событий и ущерба являются случайными функциями времени (случайными процессами), в общем случае как зависимыми, так и независимыми.

Тогда для независимых случайных процессов с распределениями $f_Q(q,t)$ и $f_C(c, t)$

$$R = H_4\{q, c, t\};$$

$$F_R(r) = \iint_{W_3} f_Q(q,t) f_C(c,t)\,dq(t)\,dc(t), \tag{10}$$

по области интегрирования

$$W_3 : \begin{cases} 0 \leq q \leq 1; \\ 0 \leq c \leq c_{\max}(t). \end{cases}$$

Возможны и другие формы взаимосвязи между множествами Q, C и T. Например, такие, как учет предысторий во времени значений техногенного риска и т.д.

Опыт вычисления значений техногенного риска показывает, что определение ущерба $C_i(t)$ принципиальных трудностей не содержит, за исключением организационных, связанных с субъективными факторами. Большинство проблем возникает при определении значений вероятностей исходных событий отказов, аварий и катастроф. К настоящему времени в теории безопасности разработаны и широко применяются на практике для оценки $q_i(t)$ разнообразные логико-вероятностные модели, основанные на методах типа «дерево отказов» – «дерево событий», схем функциональной целостности, общего логико-вероятностного метода, с использованием топологических, логико-графических и других методов. Многие из этих моделей теоретически хорошо описаны в отечественной и зарубежной литературе. Большинство из них максимально автоматизированы, доведены до реализации на ЭВМ [1, 3] и рекомендованы многими национальными и международными организациями для практических расчетов при выполнении вероятностного анализа безопасности сложных высоко ответственных динамических систем. Однако подавляющее число логико-вероятностных методов при расчете безопасности и риска вынуждены использовать характеристики надежности оборудования в виде вероятности или интенсивности отказов. А это связано с решением таких непростых задач, как высокая надежность оборудования, малое число отказов, неоднородность и усеченность выборок, разнородность элементной базы, различие технологических схем и т.д.

Для элементов оборудования с сосредоточенными параметрами проблем получения характеристик надежности существенно меньше, чем для систем с распределенными параметрами.

Пример. Рассмотрим более подробно класс моделей 2. Если принять, что случайные величины R – произведение случайных величин Q и C, то очевидно, что уравнение кривой $\varphi = qc$ – это гипербола, асимптоты которой совпадают с осями координат. Тогда функция распределения случайной величины R имеет вид

$$F_R(r) = \iint\limits_{W_1} f_{QC}(q,c)\,dq\,dc =$$

$$= \int\limits_0^1 \int\limits_0^{r/q} f_Q(q) f_C(c)\,dq\,dc. \qquad (11)$$

А плотность распределения $f_R(r)$ после дифференцирования выражения (11) по r равна

$$f_R(r) = \int\limits_0^1 \frac{1}{q} f_Q(q) f_C\left(\frac{r}{q}\right) dq. \qquad (12)$$

В качестве законов распределения случайных величин Q и C могут быть выбраны широко известные в теории надежности и безопасности законы, приведенные в таблице [5, 6]. В таблице приведены окончательные выражения для плотности распределения риска при использовании наиболее распространенных законов распределения случайных величин Q и C.

Аналитические зависимости для функций плотности распределения техногенного риска

Распределение вероятности исходных событий	Распределение ущерба	Плотность распределения риска $f_R(r)$
Гаусса $m_q > 3\sigma_q$ $f_Q(q) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_q}\exp\left(-\frac{(q-m_q)^2}{2\sigma_q^2}\right)$	Гаусса $m_c > 3\sigma_c$ $f_C(c) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_c}\exp\left(\frac{(c-m_c)^2}{2\sigma_c^2}\right)$	$f_R(r) = \frac{1}{2\pi\sigma_q\sigma_c}\int\limits_0^1 \frac{1}{q}\exp\left(-\frac{(q-m_q)^2}{2\sigma_q^2} - \frac{\left(r/q - m_c\right)^2}{2\sigma_c^2}\right)dq$
Рэлея $f_Q(q) = \frac{q}{\sigma_q^2}\exp\left(-\frac{q^2}{2\sigma_q^2}\right)$	Рэлея $f_C(c) = \frac{c}{\sigma_c^2}\exp\left(\frac{c^2}{2\sigma_c^2}\right)$	$f_R(r) = \frac{r}{\sigma_q^2\sigma_c^2}\int\limits_0^1 \frac{1}{q}\exp\left(-\frac{q^2}{2\sigma_q^2} - \frac{\left(r/q\right)^2}{2\sigma_c^2}\right)dq$
Вейбулла $f_Q(q) = \alpha_q\lambda_q q^{\alpha_q - 1}\exp\left(-\lambda_q q^{\alpha_q}\right)$	Вейбулла $f_C(c) = a_c\lambda_c c^{\alpha_c - 1}\exp\left(-\lambda_c c^{\alpha_c}\right)$	$f_R(r) = \alpha_q\lambda_q\alpha_c\lambda_c r^{\alpha_c - 1}\int\limits_0^1 q^{\alpha_q - \alpha_c - 1}\exp\left(-\lambda_q q^{\alpha_q} - \lambda_c\left(\frac{r}{q}\right)^{\alpha_c}\right)dq$
Логнормальный q, $\sigma > 0$ $f_Q(q) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}q\sigma_q}\exp\left(-\frac{(\ln q - m_q)^2}{2\sigma_q^2}\right)$	Логнормальный c, $\sigma > 0$ $f_C(c) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}c\sigma_c}\exp\left(-\frac{(\ln c - m_c)^2}{2\sigma_c^2}\right)dq$	$f_R(r) = \frac{1}{2\pi r\sigma_q\sigma_c}\int\limits_0^1 \frac{1}{q}\exp\left(-\frac{(\ln q - m_q)^2}{2\sigma_q^2} - \frac{\left(\ln r/q - m_c\right)^2}{2\sigma_c^2}\right)dq$
Стьюдента $f_Q(q,n) = \frac{\Gamma\left(\frac{n_q+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi n_q}\Gamma\left(\frac{n_q}{2}\right)}\left(1 + \frac{q^2}{n_q}\right)^{-\frac{n_q+1}{2}}$	Стьюдента $f_C(c,n) = \frac{\Gamma\left(\frac{n_c+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi n_c}\Gamma\left(\frac{n_c}{2}\right)}\left(1 + \frac{c^2}{n_c}\right)^{-\frac{n_c+1}{2}}$	$f_R(r) = \frac{\Gamma\left(\frac{n_q+1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n_c+1}{2}\right)}{\pi\sqrt{n_q n_c}\,\Gamma\left(\frac{n_q}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n_c}{2}\right)}\int\limits_0^1 \frac{1}{q}\left(1 + \frac{q^2}{n_q}\right)^{-\frac{n_q+1}{2}}\left(1 + \frac{r^2/q^2}{n_c}\right)^{-\frac{n_c+1}{2}}dq$

Как видно из приведенных данных, аналитические выражения для функций плотности $f_R(r)$ зависит от параметров соответствующих законов распределения, что является преимуществом с точки зрения простоты определения функций распределения риска $F_R(r)$. Определение параметров распределений законов распределения $f_Q(q)$ и $f_C(c)$ можно получить двумя путями: первый по статистическим данным реальной эксплуатации конкретного объекта или его аналогов, второй – методами математического моделирования на ЭВМ. Второй путь, естественно, имеет свои преимущества и недостатки по сравнению с первым. Для первого пути точность получения параметров законов распределения случайных величин по эксплуатационным, статистическим данным всегда связан с проблемами обработки малых выборок.

Для выполнения численного эксперимента были выбраны сочетания законов распределения случайных величин Q и C, представленных в таблице. Объяснение конкретных значений параметров распределения выбранных законов произведено на основании большого числа статистических исследований, выполненных в ИАТЭ НИЯУ МИФИ применительно к надежности и безопасности оборудования ядерных энергетических установок типа ВВЭР-1000 (Калининская АЭС), РБМК-1000 (Смоленская АЭС), БН-600 (Белоярская АЭС) и ЭГП-6 (Билибинская АЭС), а также в Сургутском государственном университете по надежности и безопасности трубопроводов [5]. Для более наглядного представления результатов моделирования были построены графики полученных функций плотности распределения риска (рис. 2).

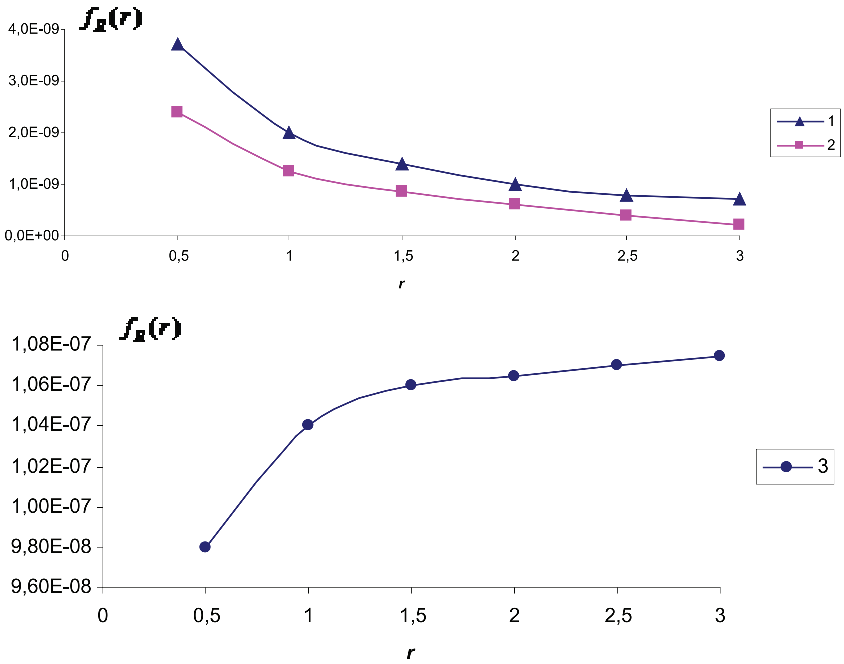

Рис. 2. Зависимость плотности $f_R(r)$ для закона распределения случайных величин Q и C, распределенных по закону Вейбулла:
1 – $\alpha_q = 0,2$; $\lambda_q = 10^{-4}$; $\alpha_c = 0,1$; $\lambda_c = 10^{-4}$; 2 – $\alpha_q = 0,5$; $\lambda_q = 10^{-4}$; $\alpha_c = 0,1$; $\lambda_c = 10^{-4}$; 3 – $\alpha_q = 1,2$; $\lambda_q = 10^{-4}$; $\alpha_c = 0,1$; $\lambda_c = 10^{-4}$

Относительно результатов данных можно сказать следующее:

Получены аналитические выражения для определения плотности распределения техногенного риска при независимых случайных величинах вероятности исходных событий и ущерба от них при различных законах распределения, рассмотрены комбинации законов распределения исходных событий и ущерба Гаусса, Рэлея, Вейбулла, логарифмически нормального, Стьюдента

Полученные функции плотности вероятности риска сравнимы по положению экстремума и по скорости стремления к нулю (приближения к асимптотике).

Как и следовало ожидать, значения плотностей вероятностей техногенного риска существенно зависят как от вида, так и значений параметров законов распределения.

Для функций Вейбулла при некоторых рассмотренных значениях параметров функция плотности риска не может быть получена. Для функций распределений Гаусса и Рэлея наблюдается быстрое приближение функции плотности риска к нулю с ростом значения риска и незначительных пределах. Логарифмически нормальный закон, закон Вейбулла в определенном диапазоне и закон Стьюдента имеют тяжелые хвосты, больше соответствующие реальным данным о редких событиях аварий

Заключение

Предложенный в данной работе оригинальный подход к определению значений техногенного риска систем позволяет эффективно оценивать большой спектр характеристик риска при анализе техногенной безопасности структурно и функционально сложных высоко опасных динамических систем.

Список литературы

1. Острейковский В.А., Швыряев Ю.В. Безопасность атомных станций. Вероятностный анализ. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2008. – 352 с.

2. Острейковский В.А. Теория систем: учеб. для вузов. – М.: Высш. шк., 1997. – 240 с.

3. Королёв В.Ю. Математические основы теории риска: учеб. пособ. / В.Ю. Королев, В.Е. Бенинг, С.Я. Шоргин. – М.: ФИЗМАТЛИТ, 2007. – 544 с.

4. Острейковский, В.А. Математическое моделирование техногенного риска: учеб. пособ. / В.А. Острейковский, А.О. Генюш, Е.Н.Шевченко; Сург. Гос. ун-т ХМАО-Югры. – Сургут: ИЦ СурГУ, 2010. – 83 с.

5. Острейковский, В.А. Теория надежности: учеб. для вузов. – 2-е изд. – М. : Высш. шк., 2008. – 463 с.

6. Кобзарь А.И. Прикладная статистика. Для инженеров и научных работников. – М.: Физматлит, 2006. – 816 с.

References

1. Ostreykovskiy, V.A., Shvyryaev Yu.V. Safety of nuclear power plants. The probabilistic analysis. Moscow: Fizmatlit, 2008. 352 p.

2. Ostreykovskiy V.A. Systems theory. Moscow:Vyssh. shc, 1997. 240 p.

3. Korolev V.Y., Bening V.E. , Shorgin S.J. Mathematical Foundations of the theory of risk. Moscow: Fizmatlit, 2007. 544 p.

4. Ostreykovskiy V.A., Genyush A.O., Shevchenko E.N. Mathematical modeling of technological risk. Surgut: Surg. State. Univ Khanty-Ugra, 2010. 83 p.

5. Ostreykovsky V.A. Reliability Theory. 2nd ed. Moscow: Vyssh. shc., 2008. 463 p.

6. Kobzar, A. Applied Statistics. For engineers and scientists. Moscow: Fizmatlit, 2006. 816 p.

Рецензенты:

Увайсов С.У., д.т.н., профессор кафедры РТУиС Московского института электроники и автоматики, г. Москва;

Григорьев Л.И., д.т.н., профессор, зав. кафедрой РГУ нефти и газа им. Губкина, г. Москва.

Работа поступила в редакцию 01.06.2012.