

ФУНДАМЕНТАЛЬНЫЕ ОСНОВЫ ПРОБЛЕМ НАДЕЖНОСТИ И КАЧЕСТВА

УДК 519.87

DOI 10.21685/2307-4205-2016-4-1

ФЕНОМЕН «ВРЕМЯ» В ТЕОРИИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ТЕХНОГЕННОГО РИСКА СЛОЖНЫХ ДИНАМИЧЕСКИХ СИСТЕМ¹

В. А. Острейковский, Е. Н. Шевченко

Введение

В соответствии с [1, 2] под техногенным риском в данной статье будем понимать ущерб (последствия) в результате наступления исходного возможного события (отказа, аварии, катастрофы) в некоторой стохастической ситуации применения сложной динамической системы (СДС). Техногенный риск как случайная величина задается на вероятностном пространстве (Ω, F, P) , которое представляет собой следующее:

Ω – непустое множество элементарных исходов;

F – σ -алгебра событий, элементы которого являются подмножествами множества Ω и называются событиями, $\Omega \in F$;

Q – σ -аддитивная функция множеств Q , определенная на F и нормированная условием $Q(\Omega) = 1$, является вероятностной мерой, или вероятностью.

Для события $A \in F$ значение $Q(A)$ называется вероятностью исходного события A .

Тройка (Ω, F, Q) называется вероятностным пространством или вероятностной моделью.

Так как риск связан с реальными неопределенными ситуациями, то для того, чтобы его математически адекватно описать с помощью теории вероятностей, необходимы определенные свойства и условия:

– *«непредсказуемость»*: исход стохастической ситуации невозможно заранее предсказать с абсолютной точностью. Это свойство очевидно, ибо если исход ситуации прогнозируем однозначно, то вообще нет никакой необходимости в привлечении аппарата теории вероятностей;

– *«воспроизводимость»*: это свойство является ключевым для того, чтобы быть уверенным в успехе применения аппарата теории вероятностей к описанию стохастических ситуаций. Теория вероятностей и математическая статистика направлены на изучение массовых явлений. Учитывая слабую воспроизводимость редких событий, многие попытки применения теории вероятностей к анализу уникальных сложных систем могут давать весьма противоречивые результаты, далекие от адекватности реальной жизни;

– *«устойчивость частот»*: частота интересующего нас события, связанного с рассматриваемой ситуацией при многократном воспроизведении этой ситуации, колеблется возле некоторого числа, приближаясь к нему только при увеличении количества воспроизведений ситуаций» [1].

Риск всегда связан с наступлением некоторого, вообще говоря, случайного события A , которое называется рисковым событием (исходным событием аварии, катастрофы) из возможного семейства F событий, описывающих рассматриваемую рисковую ситуацию. При этом эти события обычно каким-то образом распределены во времени и сопровождаются определенными мате-

¹ Работа поддержана РФФИ (проекты №14-01-00230, 15-41-00001).

риальными или иными ущербами, вообще говоря, также случайными по величине. Таким образом, риск характеризуется двумя величинами – временем T наступления рискового события и величиной C приносимого им ущерба. Поэтому с этой точки зрения под *риском* понимается вероятностная модель (вероятностное пространство)

$$R = \{\Omega, F, Q\}, \quad (1)$$

на которой определена двухкомпонентная случайная величина (T, C) , первая из компонент которой T – время наступления рискового события A , отсчитываемое от некоторого фиксированного момента, а вторая C указывает ущерб, приносимый этим рисковым событием:

$$R(p, c, t) = R\{P < p_i, C < c_i, T < t\}, \quad (2)$$

где $i = \overline{1, N}$ – число возможных рисковых событий.

Обобщенная динамическая модель техногенного риска от эксплуатации системы показана на рис. 1. Рассмотрим множества: $Q = \{q_1, q_2, \dots, q_n\}$, $q_i \in Q$, $i = \overline{1, n}$ – множество возможных вероятностей исходных событий (отказов, аварий, катастроф), $C = \{c_1, c_2, \dots, c_n\}$, $c_i \in C$, $i = \overline{1, n}$ – множество последствий (ущерба) от свершения i -тых исходных событий, $t_i \in T$ – множество моментов

времени, $r_i \in R$ – множество возможных рисков, $R = \sum_{i=1}^n R_i$.

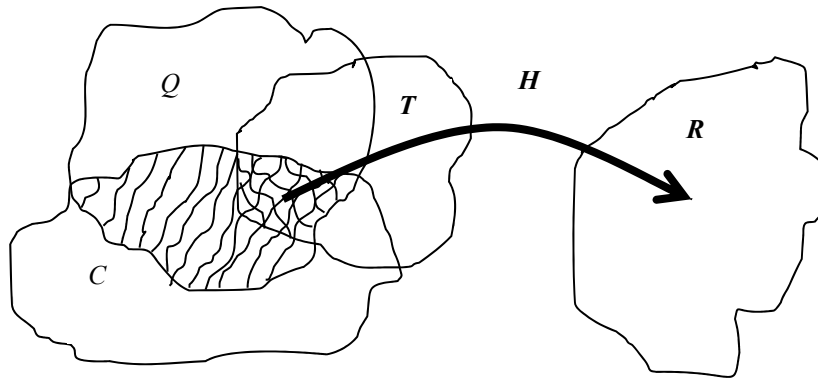


Рис. 1. Графическая интерпретация соотношения множеств риска R , вероятностей исходных событий Q , ущерба C во времени T эксплуатации сложной динамической системы

Очевидно, что

$$R = H\{Q \times C \times T\} \quad (3)$$

или в скалярной форме

$$R(q, c, t) = \sum_{i=1}^n q_i(t) c_i(t), \quad (4)$$

где H – оператор, реализующий отображение

$$Q \times C \times T \rightarrow R \quad (5)$$

или

$$R(q, c, t) = H\{t, t_0, R_0(q_0, c_0, t_0), R(q, c)_{t_0}^t\}, \quad (6)$$

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

Постановка задачи

В работах [2–6] разработана классификация моделей техногенного риска сложных динамических систем, в которых детально сформулирован теоретико-множественный подход к анализу характеристик множеств R , Q и C при математическом моделировании техногенного риска.

При статистическом исследовании составляющие $R(t)$, $Q(t)$ рассматриваются как случайные функции времени, в общем случае – векторные. Если представить риск как возможный ущерб, то модель $R = f(T)$ времени должна обладать следующими свойствами:

1) процесс изменения во времени $R = f(T)$ рассматривается в общем случае как нестационарный стохастический процесс;

2) длительность наблюдения за системой в течение T конечна;

3) энергетический спектр случайного процесса $R(T)$ сплошной и отличен от нуля на всей оси частот $-\infty < \omega < \infty$;

4) интервал корреляции τ_0 случайной функции $R = f(T)$ ограничен. Причем под интервалом корреляции принимается промежуток времени, за который полностью затухают корреляционные связи между отдельными составляющими $R(t)$, $Q(t)$. При нестационарном характере изменения случайной функции $R = f(T)$ интервал корреляции в общем случае зависит от рассматриваемого момента времени, т.е. $\tau_0 = f(t)$.

Нестационарные случайные процессы изменения $R = f(T)$ целесообразно представлять в виде суммы нескольких процессов $R = f(T)$:

$$R(t) = A(t) + B(t) + \varepsilon(t), \quad (7)$$

где $A(t)$ – нестационарный случайный процесс, характеризующий необратимые изменения в системе в результате старения, изнашивания, регулирования; $B(t)$ – стационарный случайный процесс, характеризующий обратимые изменения $R(t)$ из-за колебаний внешних условий при эксплуатации системы; $\varepsilon(t)$ – стационарный случайный процесс ошибок измерений $Q(t)$.

В ранней работе [7] приведены методы оценки фактора времени при планировании многофакторных испытаний на надежность сложных критических систем (параметра Q):

1) метод фактора времени при моделировании риска в условиях ортогонального дрейфа;

2) метод оценки фактора времени путем преобразования параметров регрессии из функций времени в числовые коэффициенты;

3) модели оценки фактора времени в эксперименте, когда одна из контролируемых переменных – время;

4) метод оценки фактора времени с применением спектрально-корреляционной теории случайных процессов.

Следует сказать, что в довольно обширной литературе по теории риска мало внимания уделено моделированию фактора времени. Это частично объясняется, если вспомнить, что теория риска сложных динамических технических систем бурно развивалась с классической формулы Ф. Фармера $R = QC$, где вероятность исходных событий аварий и катастроф Q и ущерб от них C понимались как множества, а не зависящие аналитически от времени. В настоящее время это выглядит архаично, но в шестидесятые годы прошлого века на учет времени в функции риска не было обращено должного внимания. Хотя уже и тогда четко оговаривалось, что характеристики надежности и безотказности сложных систем суть функции времени. Поэтому в данной статье задача учета фактора времени при моделировании риска R рассматривается как одна из центральных в теории техногенного риска.

Математические модели, позволяющие учитывать фактор времени при прогнозировании техногенного риска

Класс моделей 1. 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 $f_C(c, t)$

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

$$F_R(r) = \iint_{W_3} f_Q(q, t) f_C(c, t) dq(t) dc(t). \quad (8)$$

Класс моделей 2. Плотности вероятностей исходных событий описываются уравнениями в частных производных.

В классе моделей оценки техногенного риска систем (объектов) целесообразно использовать методы, в которых выходной (комплексный, обобщенный) параметр объекта рассматривается как случайная функция. Для определения вероятности $q_i(t)$ за время t случайный процесс $Y = Y(X, t)$ (X – вектор внешних и внутренних воздействий на объект), далее $Y(t)$ описывается n -мерной плотностью, где число n зависит от значения $t \in T$ скорости изменения случайного процесса $Y(t)$ и требуемой точности расчета. Недостатки этого класса моделей – весьма сложные исходные данные в виде многомерных законов распределения, получение которых проблематично. Использование одномерных плотностей распределения вместо многомерных может существенно исказить результаты расчета. Поэтому в работах [4, 8, 9] при расчетах вероятности $q_i(t)$ было предложено введение дополнительных ограничений на случайный процесс ВПО $Y(t)$.

Пусть $Y(t)$ – непрерывный одномерный однородный марковский процесс с конечным евклидовым фазовым пространством. Как известно, этот процесс описывается функцией $Q(\theta, y, t, Y)$ – вероятностью того, что если объект, находящийся в момент времени θ ($\theta > 0$) в состоянии y , то в момент времени t ($t > \theta$) будет находиться в одном из состояний $Y \in \Omega$, где $\Omega - \theta$ – алгебра подмножеств фазового пространства. Функция $Q(\theta, y, t, Y)$ удовлетворяет известному уравнению Колмогорова – Чепмена, а плотность вероятности перехода $f(\theta, y, t, Y)$ – уравнениям в частных производных (и прямое, и обратное уравнения Колмогорова):

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial f(\theta, y, t, Y)}{\partial \theta} + \sum_{k=1}^n \alpha_k(\theta, y) \frac{\partial f(\theta, y, t, Y)}{\partial y_k} + \frac{1}{2} \sum_{i,k=1}^n \beta_{i,k}(\theta, y) \frac{\partial^2 f(\theta, y, t, Y)}{\partial y_i^2} &= 0; \\ \frac{\partial f(\theta, y, t, Y)}{\partial t} + \sum_{k=1}^n \frac{\partial}{\partial y_k} [\alpha_k(\theta, y) f(\theta, y, t, Y)] - \frac{1}{2} \sum_{i,k=1}^n \frac{\partial^2}{\partial y_i \partial y_k} [\beta_{i,k}(\theta, y) f(\theta, y, t, Y)] &= 0, \end{aligned} \right\} \quad (9)$$

где коэффициенты $\alpha(\theta, y)$ и $\beta^2(\theta, y)$ – коэффициенты сноса и диффузии уравнения соответственно, равные

$$\left. \begin{aligned} \alpha(\theta, y) &= \lim_{t \rightarrow 0} \frac{M[Y(t+\theta) - Y(\theta) | Y(\theta)=y]}{t}; \\ \beta^2(\theta, y) &= \lim_{t \rightarrow 0} \frac{D[Y(t+\theta) - Y(\theta) | Y(\theta)=y]}{t}. \end{aligned} \right\} \quad (10)$$

Для определения коэффициентов $\alpha(\theta, y)$, $\beta^2(\theta, y)$ выражения (10) необходимо решить следующую систему уравнений:

$$\begin{aligned} \frac{\partial m_1(\theta, y)}{\partial \theta} &= \alpha(\theta, y) \frac{\partial m_1(\theta, y)}{\partial y} + \frac{\beta^2(\theta, y)}{2} \cdot \frac{\partial^2 m_1(\theta, y)}{\partial y^2}; \\ \frac{\partial m_2(\theta, y)}{\partial \theta} &= \alpha(\theta, y) \frac{\partial m_2(\theta, y)}{\partial y} + \frac{\beta^2(\theta, y)}{2} \cdot \frac{\partial^2 m_2(\theta, y)}{\partial y^2}, \end{aligned} \quad (11)$$

где m_1 , m_2 – условные математические ожидание и дисперсия ВПО соответственно:

$$m_1(\theta, y) = M[Y(t)] \Big|_{Y(\theta)=y} = \alpha(t)Y = y \int_{-\infty}^{\infty} y dF_y(\theta, y); \quad (12)$$

$$m_2(\theta, y) = M[Y^2(t)] \Big|_{Y(\theta)=y} = \beta(t)Y - \alpha^2(t)Y^2 = y \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(\theta, y) y^2 dy - y^2 \left(\int_{-\infty}^{\infty} y dF_y(\theta, y) \right)^2. \quad (13)$$

Из выражений (12) и (13) видно, что математическое ожидание и дисперсия ВПО являются функциями времени и зависят от вида и значений параметров законов распределений в сечениях случайного процесса $Y(t)$.

Таким образом, *инфинитезимальные характеристики* случайного процесса $Y(t)$ ВПО позволяют определять не только вероятности перехода системы из одного состояния в другое на временном интервале $[t_0, t_k]$, но и вычислять распределение различных функционалов от процесса, в частности, время достижения процессом некоторой области и распределения значения процесса $Y(t)$ в непрерывной области до достижения момента t_k .

Модели риска с уравнениями в частных производных при наличии скачков изменения состояния динамических систем

Класс моделей 3. Следует отметить, что уравнения (9)–(11) являются корректными моделями известных фундаментальных законов сохранения [10]:

$$\frac{\partial f^{(\omega)}(x, z, y, t)}{\partial t} + \sum_{j=1}^n \frac{\partial A_j^{(\omega)}(f, x, z, y, t)}{\partial x_j} = B^{*(\omega)}(f, x, z, y, t), \quad (14)$$

$$x, y, z \in R^n, t > 0, \omega \in \Omega,$$

где $f = \{f^{(\omega)}\}$ – неизвестная вектор-функция (в нашем случае это $q_i(t)$); $x, y, z \in R^n$ – пространственные координаты; A_j и B^* – операторы, считающиеся заданными характером моделируемых физических процессов в объектах; Ω – множество параметров ω , нумерующих уравнения (14).

Законы сохранения вида (14) идеально отображают функционирование объектов, описываемых в общем случае системами нелинейных дифференциальных и интегродифференциальных уравнений.

Для случаев, когда правая часть уравнения (14) имеет разрыв, необходимо переходить к моделям уравнений Лиувилля – Власова [10]

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial f(z, t)}{\partial t} + \frac{\partial [f(z, t)p(z)]}{\partial z} &= 0; \\ f(z, t) \Big|_{t=0} &= f^0(z), \end{aligned} \right\} \quad (15)$$

где $f(z, t)$ – плотность вероятности распределения состояния системы в фазовом пространстве в момент времени t ; $p(z)$ – поле скоростей изменения состояния системы в фазовом пространстве; $f^0(z)$ – начальная плотность вероятности распределения состояния системы в фазовом пространстве.

Хотя уравнение Лиувилля является уравнением неразрывности и основополагающим законом сохранения, который определяет статистические решения уравнений динамических систем, однако возможны применения этого уравнения и при наличии скачков изменения состояния динамических систем. Иными словами, уравнение Лиувилля – Власова при наличии скачков является решением системы дифференциальных уравнений с разрывной правой частью. Использование уравнения (15) с разрывными коэффициентами под знаком производной влечет возникновение функциональных решений. Установлено в [10], что численное моделирование уравнений типа Лиувилля при наличии разрывных коэффициентов является существенным преимуществом по сравнению с разностными схемами, так как последние в нашем случае не являются аппроксимирующими.

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», схемах функциональной целостности, общем логико-вероятностном методе, 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 [3, 9, 11] и рекомендованы многими национальными и международными организациями для практических расчетов при выполнении вероятностного анализа безопасности сложных высокоответственных 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.

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

Постулаты феномена «время» в теории техногенного риска сложных динамических систем

Постулат, вытекающий из теории марковских процессов. Марковский процесс, процесс без последствия – это случайный процесс, эволюция которого после любого заданного значения временного параметра t не зависит от эволюции, предшествующей t , при условии, что значение процесса в этот момент фиксировано (т.е. «будущее» и «прошлое» процесса не зависят друг от друга при известном «настоящем»). Этот постулат принято называть марковским [12]. Впервые он был сформулирован А. А. Марковым в «Известиях физико-математического общества Казанского университета» (1906, т. 15, № 4, с. 135–156).

Марковские процессы типа броуновского движения тесно связаны с дифференциальными уравнениями параболического типа. Переходная плотность $f(\theta, y, t, Y)$ диффузионного процесса $Y(t)$ удовлетворяет при некоторых дополнительных предположениях прямому и обратному уравнениям Колмогорова (9).

Иными словами, *марковский процесс – это процесс, в котором будущая эволюция состояния объекта зависит только от настоящего текущего состояния*. Для объекта с непрерывным временем это означает, что процесс локален во времени, т.е. эффекты памяти отсутствуют.

Постулат Шеннона. Сложность проблемы прогноза ресурса оборудования СДС состоит не только в том, чтобы построить модель изменения процессов деградации материалов оборудования во времени, адекватную прогнозируемым процессам на интервале предыстории, но и в том, чтобы эта адекватность сохранялась на интервале упреждений. Очевидно, что любой математический аппарат прогнозирования является бесполезным, если не учитывается физическая сущность прогнозируемых процессов. Определение закономерностей изменения физических процессов деградации оборудования СДС в задачах прогнозирования должно базироваться на одном из центральных фундаментальных постулатов физики о сохранении сущности физических процессов при прогнозировании поведения объектов, который был сформулирован К. Шенноном: *основные закономерности, наблюдавшиеся в прошлом, будут сохранены в будущем*. При этом процесс функционирования СДС должен рассматриваться как последовательная смена ее состояний под действием внешних и внутренних факторов (рис. 2).

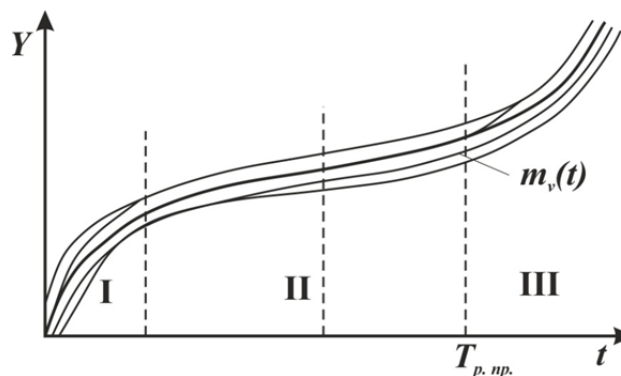


Рис. 2. Характер изменения процессов деградации материалов и оборудования СДС во время эксплуатации:
 $m_v(t)$ – математическое ожидание прогнозируемого ресурса; I – область приработки;
 II – область нормального периода эксплуатации; III – область интенсивного износа и старения

Постулат Седякина. Известно [7, 8], что независимо от вида закона распределения случайной величины наработки объекта вероятность безотказной работы равна

$$p(t) = e^{-\int_0^t \lambda(\tau) d\tau}, \quad (16)$$

где $\lambda(t)$ – интенсивность отказов объекта.

Правая часть уравнения (16) является функцией интеграла, обозначенного Н. М. Седякиным в [13] через

$$r(t) = \int_0^t \lambda(\tau) d\tau \quad r(t) = \int_0^t \lambda(\tau) d\tau. \quad (17)$$

«Величину данного интеграла примем за меру ресурса, выработанного элементом в интервале времени $(0, t)$. Очевидно, что введенное понятие ресурса, выработанного элементом в интервале времени $(0, t)$, согласуется с нашими интуитивными представлениями. В самом деле, если $t = 0$, то $r(0) = 0$, что отвечает случаю, когда выработанный элементом ресурс равен нулю.

В другом предельном случае, когда заданный элемент безотказно работает неограниченно долго ($t \rightarrow \infty$) и при этом, если функция $\lambda(z)$ неубывающая, то величина $r(t) \rightarrow \infty$. Это означает, что ресурсы элемента не ограничены. В действительности же заданный элемент способен проработать конечное время $\tau^* = \tau$, и при этом полный его ресурс

$$r(\tau) = \int_0^{\tau} \lambda(z) dz, \quad (18)$$

где τ – время безотказной работы объекта.

Поскольку время безотказной работы объекта не может быть заранее предсказано однозначно, полный его ресурс представляет собой случайную величину.

Под режимом работы элемента понимают степень его нагруженности

$$\varepsilon = \frac{H}{H_0}, \quad (19)$$

где H и H_0 – действующая и номинальная нагрузки элемента.

В зависимости от величины ε функция $w(\tau)$ может, вообще говоря, изменяться в широких пределах. Однако если $r(\tau)$ найдена при некотором значении ε , то интенсивность отказа объекта согласно (16)–(17) будет представлять собой вполне определенную функцию

$$\lambda(t) = \lambda(t, \varepsilon), \quad (20)$$

где ε – находится из условия (19).

Примерная зависимость $\lambda(t, \varepsilon)$ от t для различных значений ε представлена на рис. 3.

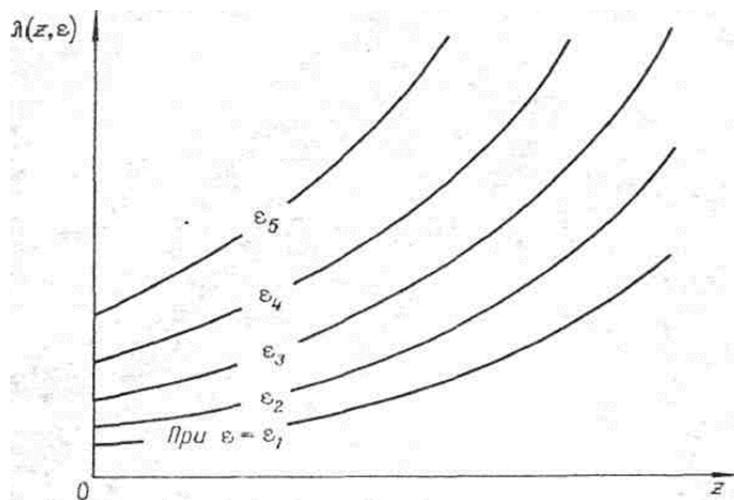


Рис. 3. Примерные зависимости опасностей отказов элемента от времени при условиях его работы ε_k , $k = 1, 2, 3, \dots$

Опираясь на введенное понятие ресурса $r(t)$, представляется возможным сформулировать один из законов теории надежности – постулат Н. М. Седякина, суть которого заключается в следующем: *надежность объекта зависит от величины выработанного им ресурса в прошлом и не зависит от того, как выработан этот ресурс* [13], т.е.

$$P\left(\frac{t}{r}\right) = p^{(1)}\left(\frac{t}{t_1}\right) = p^{(2)}\left(\frac{t}{t_2}\right), \quad (21)$$

где t_1 и t_2 – удовлетворяют интегральному соотношению

$$r = \int_0^{t_1} \lambda(z, \varepsilon_1) dz = \int_0^{t_2} \lambda(z, \varepsilon_2) dz. \quad (22)$$

Прежде всего следует отметить, что если этот закон справедлив, то область его применимости должна быть ограничена теми физическими процессами, которые не приводят к качественному изменению структуры материалов объекта. При соблюдении этого условия естественно ожидать, что надежность объекта в будущем должна зависеть от величины ресурса, выработанного им в прошлом. При этом левая часть равенства (22) выражает собой ресурс, выработанный объектом за время x_1 в условиях $\varepsilon = \varepsilon_1$, а правая – ресурс, выработанный объектом за время x_2 в условиях ε_2 . Кроме того, следует иметь в виду, что соотношения (21) и (22), являясь статистическими, выражают собой закономерности поведения объекта в массовом смысле» [12].

Постулат Ляпунова. Для определения поведения хаотических динамических систем понятие траектории утрачивает смысл через некоторое характерное время (время Ляпунова) [14]. Под хаосом будем понимать поведение системы, при котором первоначально близкие траектории экспоненциально разбегаются со временем. При этом режим называется хаотическим, если расстояние между любыми двумя точками первоначально сколь угодно малое экспоненциально возрастает со временем. Постулат А. М. Ляпунова формулируется следующим образом: *разбегание траекторий описывается функцией $\exp(t/\tau)$, где $1/\tau$ – для хаотических систем по определению положительная величина*. Величина $1/\tau$ называется показателем Ляпунова, а само τ – временем Ляпунова [14].

Постулаты Пригожина. Существуют три формы законов природы:

- 1) первая форма законов оперирует траекториями в классической механике и волновыми функциями в квантовой механике (И. Ньютон);
- 2) вторая форма законов – статистическая формулировка законов природы (Дж. Гиббс, А. Эйнштейн), она «приводима» или «сводима»;
- 3) третья формулировка законов природы: законы хаоса носят вероятностный характер, но недостоверный.

Законы, управляющие поведением устойчивых систем, детерминистичны и обратимы во времени. И, наоборот, законы, описывающие хаотические системы, соответствуют вероятностям и включают в себя необратимость.

Эволюция хаотических систем во времени требует несводимого вероятностного описания, причем в терминах ансамблей и распределения вероятностей. Эволюцию распределения вероятностей надлежит описывать в пространстве, которое зависит от времени.

Решение парадокса времени возможно только потому, что пространство становится «темпорализованным», поскольку прошлое и будущее играют не одну и ту же роль.

Теперь можно сформулировать постулаты И. Р. Пригожина:

1. Хаос приводит к включению стрелы времени в фундаментальное динамическое описание поведения системы. Эволюция систем при $t \rightarrow +\infty$ и при $t \rightarrow -\infty$ различна.
2. Все системы, допускающие несводимое вероятностное описание, считаются хаотическими.
3. Законы, описывающие хаотические системы, соответствуют вероятностям и включают в себя необратимость [15–18].

Заключение

1. Сложные динамические системы, как правило, имеют длительный жизненный цикл. Поэтому чрезвычайно важной задачей теории техногенного риска является разработка и развитие методов и моделей прогнозирования изменения во времени количественных значений риска.

2. В статье приведены три класса моделей прогнозирования техногенного риска, которые, на взгляд авторов, являются наиболее перспективными в задаче, указанной выше в п. 1.

3. Аварии и катастрофы характерны для таких критически важных сложных динамических объектов, к которым относятся ядерные энергетические установки, летательные аппараты, системы транспорта углеводородов, химико-технологические установки и другое, часто переходящие из одного состояния в другое в небольшой промежуток времени. Поэтому в статье большое внимание уделено развитию моделей техногенного риска, описываемых системами нелинейных дифференциальных и интегродифференциальных уравнений при наличии скачков и разрывных коэффициентов.

4. Важным достоинством статьи является то, что в ней, по-видимому, впервые четко сформулированы постулаты, позволяющие вести дальнейшую разработку феномена «время» в теории техногенного риска, как одного из основополагающих разделов современной математической теории безопасности критически важных объектов.

Список литературы

1. Королев, В. Ю. Математические основы теории риска : учеб. пособие / В. Ю. Королев, В. Е. Бенинг, С. Я. Шоргин. – М. : ФИЗМАТЛИТ, 2007. – 544 с.
2. Острейковский, В. А. Математическое моделирование техногенного риска / В. А. Острейковский, А. О. Генюш, Е. Н. Шевченко ; Сургут. гос. ун-т ХМАО – Югры. – Сургут : ИЦ СурГУ, 2010. – 96 с.
3. Острейковский, В. А. Количественная оценка риска в техногенной безопасности сложных динамических систем : моногр. / В. А. Острейковский, Е. Н. Шевченко, В. С. Микшина // Итоги науки : избр. тр. междунар. симп. по фундаментальным и прикладным проблемам науки. – М. : РАН, 2013. – Т. 1. – С. 12–31.
4. Острейковский, В. А. О некоторых классах моделей риска в теории техногенной безопасности / В. А. Острейковский // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2013. – Т. 1. – С. 46–49.
5. Муравьев, И. И. Модели оценки фактора времени в теории техногенного риска динамических систем / И. И. Муравьев, В. А. Острейковский, Е. Н. Шевченко // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2015. – Т. 1 – С. 24–27.
6. Острейковский, В. А. Время как фактор в теории техногенного риска / В. А. Острейковский, И. И. Муравьев, Е. Н. Шевченко // Инновации на основе информационных и коммуникационных технологий «ИНФО-2015» : тр. Междунар. науч.-практ. конф. (Сочи, 1–10 октября 2015) / под общ. ред. С. У. Увайсова. – М. : МИЭМ НИУ ВШЭ, 2015. – С. 217–222.
7. Острейковский, В. А. Многофакторные испытания на надежность / В. А. Острейковский. – М. : Энергия, 1978. – 152 с.
8. Острейковский, В. А. Теория надежности : учеб. для вузов / В. А. Острейковский. – М. : Высш. шк., 2003. – 463 с.
9. Острейковский, В. А. Безопасность атомных станций. Вероятностный анализ / В. А. Острейковский, Ю. В. Швыряев. – М. : ФИЗМАТЛИТ, 2008. – 353 с.
10. Галкин, В. А. Анализ математических моделей: системы законов сохранения, уравнения Больцмана и Смолуховского / В. А. Галкин. – М. : БИНОМ. Лаборатория знаний, 2009. – 408 с.
11. Острейковский, В. А. Теория техногенного риска: математические методы и модели : моногр. / В. А. Острейковский. – Сургут : ИЦ СурГУ, 2013. – 320 с.
12. Математическая энциклопедия. – М. : Советская энциклопедия, 1982. – Т. 3. – С. 523–530.
13. Седякин, Н. М. Об одном физическом принципе теории надежности и некоторые ее приложения / Н. М. Седякин. – Л. : Изд-во ЛКВИА им. А. Ф. Можайского, 1965. – 41 с.
14. Ляпунов, А. М. Собрание сочинений / А. М. Ляпунов. – М. ; Л., 1956. – Т. 2. – 263 с.
15. Пригожин, И. Время. Хаос. Квант: К решению парадокса времени / И. Пригожин, И. Стенгерс ; пер. с англ. под ред. В. И. Аршинова. – Изд. 8-е. – М. : Едиториал УРСС, 2014. – 240 с.
16. Пригожин, И. Р. От классического хаоса к квантовому / И. Р. Пригожин // Природа. – 1993. – № 12. – С. 13–23.
17. Жакот, А. Д. Математические модели регрессионного анализа и теории катастроф синдрома дыхательных путей / А. Д. Жакот, В. А. Острейковский, Е. В. Челнокова // Труды Международного симпозиума Надежность и качество. – 2005. – Т. 1. – С. 467–472.
18. Ostreikovsky V. A. Mathematical Models for Quantitative Estimation of Object Reliability with Catastrophe Theory Bifurcational Set Methods Applied / V. A. Ostreikovsky, A. S. Fedorov // Second International Conference on Mathematical Methods in Reliability (MMR'2000): Methodology, Practice and Inference (Bordeaux, France, Jule 4–7). – Bordeaux, 2000. – Vol. 2. – P. 841–842.

Острейковский Владислав Алексеевич

доктор технических наук, профессор,
кафедра информатики и вычислительной техники,
Сургутский государственный университет
(628400, Россия, г. Сургут, проспект Ленина, д. 1)
E-mail: ova@ivi.surgu.ru

Шевченко Елена Николаевна

кандидат физико-математических наук, доцент,
кафедра информатики и вычислительной техники,
Сургутский государственный университет
(628400, Россия, г. Сургут, проспект Ленина, д. 1)
E-mail: elenan_27@mail.ru

Аннотация. Дается обзор полученных моделей техногенного риска, учитывающих развитие во времени различных факторов, влияющих на сложную систему. Результаты могут быть применены при проектировании и анализе безопасности технических систем. Показано, что для адекватного описания сложных динамических систем, к которым относятся ядерные энергетические установки, летательные аппараты, системы транспорта углеводородов, химико-технологические установки и другие, с помощью теории вероятностей необходимо определить такие свойства, как непредсказуемость, воспроизводимость, устойчивость частот. Разработана классификация моделей техногенного риска сложных динамических систем, в которых эти системы имеют длительный жизненный цикл. Показано, что важной задачей теории техногенного риска является разработка и развитие методов и моделей прогнозирования изменения во времени количественных значений риска. Приведены три класса моделей прогнозирования техногенного риска, которые, на взгляд авторов, являются наиболее перспективными. Большое внимание уделено развитию моделей техногенного риска, описываемых системами нелинейных дифференциальных и интегродифференциальных уравнений при наличии скачков и разрывных коэффициентов.

Ключевые слова: моделирование систем, техногенный риск, постулаты времени.

УДК 519.87

Острейковский, В. А.

Феномен «время» в теории прогнозирования техногенного риска сложных динамических систем / В. А. Острейковский, Е. Н. Шевченко // Надежность и качество сложных систем. – 2016. – № 4 (16). – С. 3–12. DOI 10.21685/2307-4205-2016-4-1.

Ostrejkovski Vladislav Alekseevich

doctor of technical science, professor,
sub-department of information theory
and computer technology,
Surgut State University
(628400, 1 Lenin avenue, Surgut, Russia)

Shevchenko Elena Nikolaevna

candidate of physics and mathematics,
associate professor,
sub-department of information theory
and computer technology,
Surgut State University
(628400, 1 Lenin avenue, Surgut, Russia)

Abstract. The article provides an overview of the obtained technical risk models that take into account various factors in the development of time, affecting the complex system. The results can be applied in the design and analysis of the safety of technical systems. It is shown that for an adequate description of complex dynamic systems which include nuclear power plants, aircraft, transport system of hydrocarbons, chemical processing plants and others. With the help of probability theory needed to determine properties such as unpredictability, reproducibility, stability of frequency. The classification of technogenic risk models of complex dynamic systems in which these systems have a long life cycle. It has been shown that an important task of man-made theory of risk is the design and development of methods and models to predict changes over time quantitative risk values. The paper presents three classes of technogenic risk prediction models, which, in the opinion of the authors, are the most promising. Much attention is paid to the development of technical risk models described by systems of nonlinear differential and integral-differential equations with jumps and discontinuous coefficients.

Key words: modeling of systems, technological risk, time postulates.