

**ОБ ОЦЕНКЕ ВЕРОЯТНОСТИ НАСТУПЛЕНИЯ РИСКОВОГО
СОБЫТИЯ: ФУНКЦИОНАЛЬНО-ПАРАМЕТРИЧЕСКИЙ
ПОДХОД****О. В. Абрамов*****Введение***

Наблюдаемый в последнее время рост чрезвычайных ситуаций техногенного характера делает актуальным решение целого ряда новых задач теории рисков. В работе [1] были рассмотрены некоторые подходы к решению задачи оценки и управления техногенными рисками, базирующиеся на идеях функционально-параметрического подхода теории надежности [2]. В соответствии с методологией этого подхода процесс функционирования системы и ее техническое состояние в любой момент времени определяются конечным набором некоторых переменных – параметров системы, а все отказы (рисковые события) есть следствие отклонений параметров от их исходных (номинальных, расчетных) значений. Формой проявления отказа является выход параметров за пределы области допустимых значений (области работоспособности).

Отклонения параметров образуются под влиянием различных факторов, действующих в процессе производства, хранения и эксплуатации, и имеют случайный характер. Поэтому параметры технических систем следует рассматривать как некоторые случайные функции времени, закономерности которых (модели случайных процессов изменения параметров) считаются известными. Задача анализа рисков сводится при этом к оценке вероятности выхода случайного процесса изменения параметров исследуемого технического объекта за пределы области работоспособности.

О функционально параметрическом направлении теории рисков

Риск обычно связывают с наступлением некоторого, вообще говоря, случайного события, которое называют рисковым событием из возможного семейства событий, описывающих рассматриваемую рисковую ситуацию. Эти события каким-то образом распределены во времени и сопровождаются определенными материальными или иными издержками, также случайными по величине.

Таким образом, риск характеризуется двумя величинами – временем наступления рискового события и величиной вызванного им ущерба. Поэтому под риском понимают вероятностную модель, на которой определена двухкомпонентная случайная величина, первая из компонент которой – время наступления рискового события, а вторая указывает ущерб, приносимый этим рисковым событием. Классическая теория риска [3], которая зародилась и развивалась в недрах актуарной (страховой) и финансовой математики, исходит из заданных априори или определяемых статистически с достаточной достоверностью законов распределения такой двумерной случайной величины. При исследовании техногенных рисков в качестве рискового события рассматривается потеря работоспособности (отказ) технического объекта, характеристиками которого является наработка (время безотказной работы) или момент отказа, вероятностные характеристики которых определяются методами математической статистики и теории надежности. Как показано в работе [1], перспективным при решении задачи управления техногенными рисками может стать использование идей функционально-параметрического (ФП) подхода теории надежности [2].

В основе методологии этого подхода лежат следующие основные принципы:

- процесс функционирования системы и ее техническое состояние в любой момент времени определяются конечным набором некоторых переменных – параметров системы;
- накопление различных воздействий на систему приводит к изменениям ее параметров и вследствие этого к возможности перехода в иное качественное состояние;

– все отказы (рисковые события) есть следствие отклонений параметров от их исходных (номинальных, расчетных) значений, а формой проявления отказа является выход параметров за пределы области допустимых значений (области работоспособности).

Таким образом, при решении задачи управления техногенными рисками на основе ФП-подхода необходимо уметь оценивать текущее техническое состояние системы, прогнозировать изменения технического состояния (момент перехода в предельное состояние), а также определять соответствующие суммарные и единовременные эксплуатационные расходы, связанные с мониторингом состояния, проведением профилактических мероприятий и с ущербом, вызванным наступлением рискового события.

Пусть $Y(t)$ – случайный процесс (в общем случае векторный) изменения некоторого параметра состояния технической системы, статистические характеристики которого полагаются известными. Задана область допустимых изменений этого параметра (область работоспособности). Рисковое событие R в этом случае наступает в момент выхода случайного процесса $Y(t)$ за пределы области работоспособности, а нахождение вероятности наступления рискового события $P(R)$ можно свести к решению задачи о выбросах [4]. Некоторые рекомендации, связанные с оценкой вероятности наступления рискового события для случая, когда $Y(t)$ – непрерывный марковский случайный процесс, приведены в работе [5].

Оценка вероятности наступления рискового события

В общем случае при оценке вероятности наступления рискового события можно использовать следующие два подхода.

Первый основан на определении плотности распределения времени нахождения случайного процесса изменения выходных параметров $Y(t)$ в области допустимых значений. Вероятность наступления рискового события (отказа системы) в течение времени T описывается в этом случае следующим образом:

$$P(R_T) = \int_0^T q(t) dt, \quad (1)$$

где $q(t)$ – плотность распределения времени безотказной работы.

Функция $q(t)$ находится в предположении, что случайный процесс изменения определяющего параметра системы $Y(t)$ имеет односторонний (возрастание или убывание) и монотонный характер. Условия работоспособности задаются обычно в виде одностороннего ограничения $Y(t) \geq a$ или $Y(t) \leq a$, где a – уровень допустимого увеличения (или уменьшения) параметра. Кроме того, как это следует из формулы (1), вероятность нахождения параметра в допустимых пределах в момент времени $t = 0$ считают равной единице.

При использовании второго подхода полагают, что известна одномерная плотность распределения случайного процесса $Y(t)$ в момент времени $t = T$. Процесс $Y(t)$ считают монотонным, а вероятность нахождения параметра в допустимых пределах в начальный момент $P(0) = 1$. Условия работоспособности при этом могут быть как односторонними, так и двусторонними, т.е.

$$a \leq Y(t) \leq b, \quad (2)$$

где a , b – нижнее и верхнее допустимые значения параметра соответственно. Вероятность невыхода случайного процесса за пределы области допустимых значений в течение времени T совпадает в этом случае с вероятностью

$$P(T) = \int_a^b f_T(y) dy, \quad (3)$$

где $f_T(y)$ – одномерная плотность распределения случайного процесса $Y(t)$ в момент времени $t = T$.

Не останавливаясь подробно на достоинствах и недостатках этих подходов, отметим, что они позволяют достаточно просто оценивать вероятность наступления рискового события. Вместе

с тем эти методы мало приспособлены для решения задач управления рисками, поскольку случайный процесс изменения параметра $Y(t)$ и допустимые пределы изменения параметра предполагаются жестко фиксированными друг относительно друга и сам процесс $Y(t)$ считается управляемым.

При решении таких задач управления рисками, как выбор номинальных значений параметров, при которых достигается минимум риска потери работоспособности, выбор оптимальных значений параметров настройки или оптимальное размещение поля допуска относительно номинала, необходимо получать прогнозируемые показатели риска при различных взаимных положениях $Y(t)$ и поля допуска. В этом случае возникает опасность потери работоспособности в начальный момент времени $t = 0$, что заставляет рассматривать двусторонние ограничения даже при одностороннем характере изменения $Y(t)$. Для того чтобы воспользоваться формулой (1), необходимо теперь определить $q(t)$ как функцию номинала параметра и ограничений на его допустимые изменения. Использование формулы (3) также неправомерно, поскольку она получена в предположении, что в начальный момент времени параметр $Y(t)$ всегда находится в пределах допуска.

Ниже излагается метод, который является развитием второго подхода и позволяет достаточно просто прогнозировать вероятность наступления рискованного события в виде, удобном для решения задач управления рисками.

Известно, что любой случайный процесс $Y(t)$ можно представить в виде семейства случайных величин $\{Y_t \in \tilde{T}\}$, где Y_t – случайная величина, наблюдаемая в момент времени t , а $\tilde{T}$ – совокупность моментов времени, или же рассматривать его как семейство функций $y_\omega(t)$ в некотором функциональном пространстве. Причем функции $y_\omega(t)$ зависят от параметра ω , характеризующего реализацию или выборочную функцию случайного процесса.

Будем рассматривать случайный процесс изменения параметра $Y(t)$ как некоторую измеримую функцию, отображающую $\tilde{T}$ в пространство Y случайных величин, определенных на вероятностном пространстве (Ω, σ, P) . Множество $\tilde{T}$ обычно называют областью определения случайного процесса, а Y – областью его значений.

Значения случайной функции $Y(t)$ в точках $t \in \tilde{T}$ являются случайными величинами, т.е. измеримыми функциями, отображающими вероятностное пространство в борелевскую прямую.

Рассмотрим t -сечение пространства $Y \times \tilde{T}$. Для данного t -сечения можно записать

$$P_t(D) = \int_a^b f_t(y) dy, \quad (4)$$

где $P_t(D)$ – вероятность того, что в момент времени t параметр будет находиться в области допустимых значений $D = \{y / a \leq y \leq b\}$; $f_t(y)$ – одномерная плотность распределения случайного процесса $Y(t)$, заданная в момент времени t . Функция $P_t(D)$ – вероятностная мера множества реализаций случайного процесса $Y(t)$, значения которых в момент t принадлежат области допустимых значений.

Соотношение (4) справедливо для всех сечений множества $Y \times \tilde{T}$, определяемых точками t .

Рассмотрение множеств Y_t , называемых одномерными цилиндрическими множествами, и соответствующих им одномерных плотностей распределения не позволяет в общем случае определить вероятность нахождения случайного процесса в области D в течение заданного времени T , поскольку меры $P_t(D)$ на одномерных цилиндрических множествах не являются достаточно полной характеристикой случайного процесса $Y(t)$.

Выделим из множества всех реализаций исследуемого случайного процесса множество S_μ таких реализаций, значения которых в моменты $t_1, t_2, \dots, t_\mu$ принадлежат числовому множеству D . Значение вероятностной меры случайного процесса $Y(t)$, соответствующее этому множеству, определяется формулой

$$P(S_\mu) = \underbrace{\int_a^b \dots \int_a^b}_{\mu} f_{t_1, t_2, \dots, t_\mu}(y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_\mu}) dy_1 dy_2 \dots dy_\mu, \quad (5)$$

где $f_{t_1, t_2, \dots, t_\mu}(y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_\mu})$ – совместная плотность распределения случайных величин, рассматриваемых в сечениях $t_1, t_2, \dots, t_\mu$, причем $t_\mu = T$.

При достаточно большом числе t -сечений, выделенных на $[0, T]$, значение $P(S_\mu)$ можно принять равным искомой вероятности нахождения случайного процесса в области допустимых значений в течение требуемого времени T , т.е. вероятности безотказной работы объекта. Приведенные рассуждения несложно распространить на случай прогнозирования вероятности безотказной работы объекта, поведение которого описывается m параметрами. При этом необходимо рассматривать векторный случайный процесс $Y(t) = \{Y_1(t), Y_2(t), \dots, Y_m(t)\}$. Каждому значению аргумента t случайного процесса $Y(t)$ можно поставить в соответствие множество $Y(t)$. Область допустимых значений параметров является подмножеством $Y(t)$.

Мера множества D для любого t -сечения определяется выражением

$$P_t(D) = \underbrace{\int \dots \int}_D f_t(y_1, y_2, \dots, y_m) dy_1 dy_2 \dots dy_m,$$

причем

$$P_t(Y) = \underbrace{\int \dots \int}_Y f_t(y_1, y_2, \dots, y_m) dy_1 dy_2 \dots dy_m = 1.$$

Полной вероятностной характеристикой векторного случайного процесса будет его вероятностная мера, которая может быть задана с помощью $\mu \times m$ -мерной функции распределения. Вероятность безотказной работы будет вычислена после μ -кратного интегрирования этой меры по множеству D .

Воспользоваться соотношением (5) и тем более его многомерным аналогом при решении задач прогнозирования и управления рисками практически не представляется возможным не только из-за трудностей математического характера, но и отсутствия необходимой исходной информации. Однако при наложении определенных ограничений на характер выборочных функций (реализаций) y_ω удастся получить сравнительно простые и удобные для практического использования соотношения.

Будем считать характер случайного процесса $Y(t)$ таким, что для нахождения любой его реализации в области допустимых значений в течение заданного времени необходимо и достаточно, чтобы эта реализация принадлежала области допустимых значений в ограниченном (и небольшом) числе t -сечений $Y(t)$, которые назовем *критическими*. Изучение закономерностей необратимых изменений параметров элементов многих технических систем и устройств (резисторов, конденсаторов, транзисторов), а также различных видов аппаратуры (измерительных устройств, усилительных блоков и др.) показывает, что для большинства из них принятое предположение справедливо, причем число критических сечений не превышает двух-трех.

Если удалось выделить критические t -сечения и определить совместную плотность распределения случайных величин, рассматриваемых в этих сечениях, то для определения вероятности сохранения работоспособности системы можно воспользоваться формулой (5). Рассмотрим некоторые наиболее часто встречающиеся модели случайных процессов дрейфа параметров вследствие старения или износа.

Пусть случайный процесс изменения выходного определяющего параметра системы $Y(t)$ можно считать монотонным. При монотонных изменениях параметра для того, чтобы реализация этого процесса $y_\omega(t)$ в течение времени T находилась в пределах $[a, b]$, необходимо и достаточно, чтобы она принадлежала диапазону допустимых изменений в граничных сечениях, т.е. при $t = 0$ и $t = T$. Тогда условия нахождения случайного процесса $Y(t)$ в течение времени T в области допустимых значений будут иметь вид

$$a \leq Y(0) \leq b, \quad a \leq Y(T) \leq b, \quad (6)$$

где $Y(0)$, $Y(T)$ – случайные величины, получающиеся в соответствующих временных сечениях процесса $Y(t)$. Вероятность невыхода $Y(t)$ за пределы $[a, b]$ в течение заданного времени запишется следующим образом:

$$P(T) = \{[a \leq Y(0) \leq b] \cap [a \leq Y(T) \leq b]\}. \quad (7)$$

Если известна тенденция изменения параметра, например все реализации $y(t)$ – монотонно неубывающие функции времени, то условия (6) можно упростить. Если $y(0) \geq a$, то всегда $y(T) \geq a$, так как $y(T) \geq y(0)$, в силу того, что $y(t)$ – неубывающая функция. Если $y(T) \leq b$, то всегда $y(0) \leq b$. Таким образом, вместо условий (6) можно записать

$$Y(0) \geq a; \quad Y(T) \leq b.$$

Тогда искомая вероятность будет иметь вид

$$\begin{aligned} P(T) &= P\{[Y(0) \geq a] \cap [Y(T) \leq b]\} = 1 - P\{[Y(0) \leq a] \cap [Y(T) \geq b]\} = \\ &= 1 - P\{Y(0) \leq a\} - P\{Y(T) \geq b\} + P\{[Y(0) \leq a] \cap [Y(T) \geq b]\}. \end{aligned} \quad (8)$$

Пусть для любой реализации $Y(t)$ справедливо соотношение

$$y(T) - y(0) \leq b - a. \quad (9)$$

Тогда последнее слагаемое в формуле (8) становится равным нулю и вероятность $P(T)$ определяется выражением

$$P(T) = \int_a^\infty f_0(y) dy - \int_b^\infty f_T(y) dy, \quad (10)$$

где $f_0(y)$, $f_T(y)$ – одномерные плотности распределения случайного процесса $Y(t)$ в сечениях $t = 0$ и $t = T$ соответственно.

Если существуют реализации, для которых условие (9) не выполняется, то вероятность, вычисленная по формуле (10), будет оценкой снизу истинной вероятности нахождения параметра в области допустимых значений.

В реальных случаях, учитывая сравнительно высокую стабильность элементов технических устройств, можно считать, что доля реализаций, не удовлетворяющих условию (9), весьма мала. Поэтому в практических расчетах формулу (10) можно использовать, не учитывая ограничений (9).

Аналогично изложенному выше, когда в диапазоне $[0, T]$ все реализации $Y(t)$ имеют убывающий характер, можно записать

$$P(T) = \int_a^\infty f_T(y) dy - \int_b^\infty f_0(y) dy. \quad (11)$$

Рассмотрим случай, когда реализации случайного процесса $Y(t)$ в интервале $[0, T]$ могут как убывать, так и возрастать, а одномерные плотности распределения $Y(t)$ во временных сечениях неизвестны. Формулы (10) и (11) в этом случае применять нельзя, однако идея «критических» сечений может быть использована при вычислении вероятности сохранения работоспособности $P(T)$.

Часто для описания случайных процессов изменения параметров технических систем используют аппроксимацию в виде алгебраических многочленов фиксированной степени:

$$Y(t) = \sum_{k=0}^N Y_k t^k,$$

где Y_k , $k = 0, 1, \dots, N$ – случайные величины, не зависящие от времени. Степень многочленов обычно не выше второй, а исходная информация задается в виде распределений коэффициентов Y_k .

Рассмотрим для простоты случайный процесс вида

$$Y(t) = Y_0 + Y_1 t. \quad (12)$$

Для технических систем, закономерности изменения параметров которых описываются процессом вида (12), критическими будут сечения $t = 0$ и $t = T$. Следовательно, условие работоспособности в интервале времени $[0, T]$ можно записать в виде (6), откуда, учитывая вид случайного процесса $Y(t)$, следует

$$a \leq Y_0 \leq b, \quad a \leq Y_0 + Y_1 T \leq b. \quad (13)$$

После несложных преобразований условий (13) вероятность того, что в течение времени T случайный процесс (12) будет находиться в допустимых пределах $[a, b]$, можно определить следующим образом:

$$P(T) = \int_a^b dy_0 \int_{(a-y_0)/T}^{(b-y_0)/T} \phi(y_0, y_1) / dy_1, \quad (14)$$

где $\phi(y_0, y_1)$ – совместная плотность распределения коэффициентов Y_0, Y_1 .

Для всех рассмотренных выше случаев искомая вероятность наступления рискованного события R как вероятность потери работоспособности исследуемого объекта за время T можно рассчитать по формуле

$$P^{\circledast} = 1 - P(T). \quad (15)$$

Индивидуальное прогнозирование и управление рисками

Приведенные выше результаты анализа рисков были основаны на априори заданных закономерностях изменений параметров всего ансамбля объектов (систем) рассматриваемого типа и не учитывали индивидуальных особенностей отдельной конкретной системы, а поэтому носят «групповой» характер. Рассчитанная с использованием таких результатов стратегия управления риском может быть рекомендована для всех объектов данного типа независимо от того, насколько каждый из них отличается от среднестатистического, а поэтому оправдана в тех случаях, когда эксплуатируемые объекты статистически однородны (имеют небольшой разброс индивидуальных характеристик качества), а рискованные события не связаны с катастрофическими последствиями.

Для технических систем ответственного назначения стратегия управления техногенными рисками должна учитывать индивидуальные особенности каждой конкретной системы и условий ее эксплуатации. Такую стратегию и соответствующие ей риски будем называть индивидуальными. Эффект от использования индивидуальной стратегии управления рисками определяется главным образом следующими факторами:

- возможностью в наибольшей степени использовать ресурс каждой конкретной системы, что достигается уменьшением числа преждевременных вмешательств в ее работу;
- возможностью предотвращения рискованных событий (отказов), вызываемых выходом определяющих параметров системы за пределы области работоспособности, что достигается своевременным прекращением эксплуатации или проведением профилактических мероприятий.

Индивидуальное управление рисками возможно при условии получения текущей информации о действительном техническом состоянии каждой системы, т.е. реализация индивидуального подхода требует непрерывного или дискретного контроля и анализа ее состояния.

В основе индивидуального подхода лежит прогнозирование изменений параметров технического состояния системы, осуществляемое по результатам контроля. Прогнозирование состояния по одной реализации, т.е. по наблюдениям за одной конкретной системой, может проводиться только при наличии известных априорных характеристик процессов, протекающих в аналогичных системах (модели случайного процесса дрейфа параметров), и данных о характеристиках ошибок контроля и помех.

Основные трудности при решении задачи прогнозирования состояния для синтеза стратегии управления техногенными рисками связаны с тем, что прогноз приходится осуществлять для

каждого объекта индивидуально, при малых объемах исходной информации (по небольшому набору результатов контроля), и в присутствии помех (ошибок контроля и используемых моделей процессов изменения параметров), статистические свойства которых достоверно не известны. В этих условиях классические методы математической статистики и теории случайных процессов теряют свои привлекательные свойства, а их использование для прогнозирования момента наступления рискованного события приводит к существенным ошибкам и невысокой достоверности прогноза. В связи с этим необходимы расширение исходной информационной базы за счет проведения комплексного обследования системы и разработка новых методов прогнозирования, дополняющих уже известные.

Некоторые подходы к решению задачи индивидуального прогнозирования технического состояния технических объектов и планирования их эксплуатации при дефиците и неполной достоверности исходной информации, позволяющие получать в этих условиях достаточно надежные результаты, рассмотрены в работах [6–8]. Здесь при оценке момента наступления рискованного события задаются лишь границы, в которых может лежать неизвестная ошибка измерений, а управление строится с расчетом на наихудший случай, допускаемый данными наблюдений.

Если в качестве модели случайного процесса изменения параметров состояния исследуемого технического объекта может быть принята структура в виде полинома Чебышева со случайными коэффициентами, то предлагается использовать метод индивидуального гарантированного прогноза [9]. В отличие от традиционных вероятностно-статистических методов прогноза он позволяет получать решение при отсутствии сведений о вероятностных характеристиках ошибок наблюдений и других помех, а также небольших выборках наблюдений. Метод основан на использовании экстремальных свойств полиномов Карлина и идеях минимаксного оценивания.

Метод гарантированного прогноза позволяет определить некоторую область, в пределах которой гарантированно будут находиться параметры состояния в заданный момент времени. Он обладает необходимыми свойствами несмещенности, однозначности и оптимальности. Результаты прогноза позволяют оценить момент наступления рискованного события и остаточный ресурс, а также определить стратегию управления техногенным риском (назначать целесообразные моменты контроля состояния, профилактических и ремонтных работ).

Заключение

В статье были рассмотрены некоторые элементы нового направления теории рисков, которое можно назвать функционально-параметрическим. Основное внимание было уделено задаче оценки вероятности наступления рискованного события. Вместе с тем полученные результаты могут быть использованы и при решении задачи управления рисками, в частности, путем выбора некоторых начальных значений параметров исследуемых технических объектов, при которых вероятность наступления рискованного события в течение заданного времени эксплуатации будет минимальной.

Работа выполнена при частичной финансовой поддержке гранта ДВО РАН программы «Дальний Восток», проект № 15-I-4-007 о (0262-2015-0063).

Список литературы

1. Абрамов, О. В. О функционально-параметрическом направлении теории рисков / О. В. Абрамов // Труды Междунар. симп. Надежность и качество. – 2015. – Т.1. – С. 5–6.
2. Абрамов, О. В. Возможности и перспективы функционально-параметрического направления теории надежности / О. В. Абрамов // Информатика и системы управления. – 2014. – № 4. – С. 53–66.
3. Хенли, Э. Д. Надежность технических систем и оценка риска / Э. Д. Хенли, Х. Кумамото. – М. : Машиностроение, 1984. – 264 с.
4. Тихонов, В. И. Выбросы траекторий случайных процессов / В. И. Тихонов, В. И. Хименко. – М. : Наука, 1987. – 512 с.
5. Абрамов, О. В. Марковские модели техногенных рисков / О. В. Абрамов // Информатика и системы управления. – 2013. – № 2. – С. 73 – 81.
6. Абрамов, О. В. Управление состоянием сложных технических систем / О. В. Абрамов // Труды Междунар. симп. Надежность и качество. – 2010. – Т. I. – С. 24–26.

7. Абрамов, О. В. Алгоритм оценки и прогнозирования остаточного ресурса сложных технических систем / О. В. Абрамов // Труды Междунар. симп. Надежность и качество. – 2013. – Т. I. – С. 5–6.
8. Абрамов, О. В. Анализ и прогнозирование техногенных рисков / О. В. Абрамов // Информатика и системы управления. – 2012. – № 3. – С. 97–105.
9. Абрамов, О. В. Обеспечение безотказности систем ответственного назначения / О. В. Абрамов // Информационные технологии в проектировании и производстве. – 2000. – № 4. – С. 14–16.

Абрамов Олег Васильевич

доктор технических наук, профессор,
заслуженный деятель науки РФ,
заведующий отделом надежности и качества
Институт автоматизации и процессов управления,
Дальневосточное отделение РАН
(690041, Россия, г. Владивосток, ул. Радио, 5)
E-mail: abramov@iacp.dvi.ru

Аннотация. Рассмотрены некоторые подходы к решению задачи оценки и управления техногенными рисками, базирующиеся на идеях функционально-параметрического направления теории надежности. При этом процесс функционирования системы и ее техническое состояние определяются конечным набором некоторых переменных – параметров системы, а все отказы есть следствие отклонений параметров от их исходных значений. Принято, что формой проявления отказа является выход параметров за пределы области допустимых значений. Отклонения параметров образуются под влиянием различных факторов, действующих в процессе производства, хранения и эксплуатации, и имеют случайный характер. Параметры технических систем рассматриваются как некоторые случайные функции времени, закономерности которых считаются известными. При этом задача анализа рисков сводится к оценке вероятности выхода случайного процесса изменения параметров. Основное внимание уделено задаче прогнозирования вероятности наступления рискового события.

Ключевые слова: техногенный риск, параметр, работоспособность, техническая система, надежность, параметрический отказ, прогнозирование.

Abramov Oleg Vasil'evich

doctor of technical sciences, professor,
honored worker of science of Russia,
head of the department reliability and quality problems,
Institute of Automation and Control processes,
Far Eastern Branch of Russian Academy of Sciences
(690041, 5 Radio Street, Vladivostok, Russia)

Abstract. Some approaches to the problem of assessing and managing anthropogenic risks based on the ideas of functional and parametric direction of reliability theory. The process of functioning of the system and its technical condition are determined by some finite set of variables – the parameters of the system, and all failures are a result of deviations of parameters from their initial values. It is assumed that the form of manifestation of failure is the output of the parameters outside the feasible region. Deviations of the parameters are formed under the influence of various factors operating in the production process, storage and operation, and have a random character. Parameters of technical systems are considered as some random function of time, patterns which are considered to be known. The task of risk analysis is to estimate the probability output of a random process change the settings. The main attention is paid to the problem of forecasting the probability of occurrence of a risk event.

Key words: technogenic risk, parameter, working capacity, engineering system, reliability, parametrical failure, forecasting.

УДК 65.012.122

Абрамов, О. В.

Об оценке вероятности наступления рискового события: функционально-параметрический подход / О. В. Абрамов // Надежность и качество сложных систем. – 2016. – № 1 (13). – С. 24–31.