

Расчет рисков по причине коррозии в системе трубопроводного транспорта

К. Р. Таранцева, д-р техн. наук, проф., О. А. Логвина, канд. техн. наук

Пензенская государственная технологическая академия

E-mail: kr@pgta.ac.ru

Статья поступила в редакцию 16.04.2009.

Проведен анализ рисков по причине коррозии в системе трубопроводного транспорта. Определены величина среднего риска и ущерб, наносимый объекту. Предложен расчет характеристик надежности водопроводных труб.

Ключевые слова: коррозия, риск, надежность, ущерб.

Срок службы и частота отказов (аварий) на конкретном участке трубопровода зависят от множества факторов: химического состава материала трубопровода, условий его эксплуатации, транспортируемой жидкости или газа и ряда других факторов, одни из которых остаются постоянными (химический состав материала трубопровода, транспортируемой жидкости или газа), другие (температура, давление и др.) меняются в пределах диапазонов их возможных значений.

При решении ряда задач, например, определения частоты и масштаба аварий за сравнительно небольшой (по сравнению со сроком службы трубопровода) промежуток времени, отказы можно считать ординарным потоком случайных событий и использовать для определения их характеристик основные положения теории риска. Понимая под понятием "риск" опасность негативного воздействия совокупности факторов на рассматриваемый объект, вызывающего ухудшение его состояния и определенный уровень потерь его качеств, вплоть до полного выхода из строя.

При ограниченном времени исследования поведения объекта (1...3 года, т. е. порядка 0,1 от срока службы трубопровода) с достаточной точностью функцию отклика u можно считать линейной функцией от совокупности действующих на нее факторов и, в конечном счете, функцией одного аргумента — времени t . В качестве численной меры риска принимают вероятность P наступления неблагоприятного события или размер наносимого объекту ущерба R [1—4].

При этом наносимый объекту ущерб определяется зависимостью

$$R = \int_{-\infty}^{\infty} xP(x)dx, \quad (1)$$

где $P(x)$ — непрерывная функция зависимости вероятности ущерба от величины наносимого ущерба.

В более общем случае, когда наносимый ущерб является результатом совокупного воздействия различных независимых друг от друга факторов, средний риск можно оценить зависимостью

$$R = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m P_{ij}x_i, \quad (2)$$

где P_{ij} — вероятность получения ущерба X_i при наступлении события j -го типа.

Она определяется по формуле произведения вероятностей зависимых событий, т. е.

$$P_{ij} = P_{ji} = P_j P_i(j), \quad (3)$$

где P_j — вероятность наступления неблагоприятного события j -го типа; $P_i(j)$ — вероятность получения ущерба X_i при наступлении события j -го типа.

Если ущербы от различных событий измеряются в одинаковых единицах, например в рублях, в тоннах или m^3 потерянного транспортируемого продукта, то формулу для определения ущерба R можно записать в виде

$$R = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m P_j P_i(j) X_i, \quad (4)$$

где P_j выражает закон распределения вероятностей наступления неблагоприятных событий, а $P_i(j)$ — законы распределения ущербов при наступлении каждого из таких событий.

Заметим, что приведенные выше формулы определяют величину среднего риска вне зависимости от активности или деятельности объекта, подвергающегося определенной опасности. В общем случае можно выделить два вида такой активности или деятельности.

1. Объект может принять меры с целью уменьшения потерь от неблагоприятного события (имеются в виду защитные меры). При этом сам объект не влияет на возможность его проявления. В научной литературе риски таких событий получили название "чистые риски". Как правило, указанные

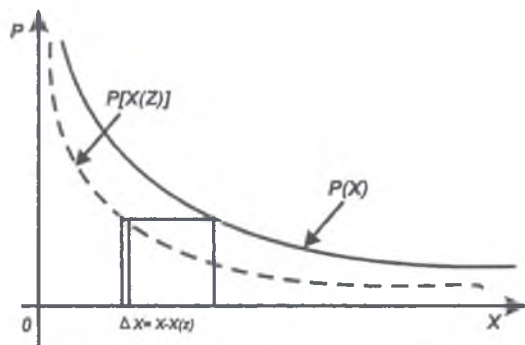


Рис. 1. Распределение вероятности потерь при отсутствии защитных мероприятий ($P(X)$) и при принятии защитных мер ($P[X(Z)]$):

$\Delta X = X - X(z)$ — снижение величины ущерба от неблагоприятного состояния в результате принятия защитных мер z

меры связываются с определенными затратами. В таком случае в формуле среднего риска необходимо увязать вероятность ущерба $P_i(1)$ с произведенными затратами на его предотвращение (уменьшение). В этом случае последнее выражение примет следующий вид:

$$R = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m P_i P_j(j, z_j) X_i, \quad (5)$$

где $P_j(j, z_j)$ — условная вероятность возникновения ущерба X_i при наступлении неблагоприятного события j -го типа и осуществления защитных мероприятий от него с затратами z_j .

Различия в двух последних формулах можно проиллюстрировать графиком, представленным на рис. 1.

2. Объект может занять активную позицию по отношению к неблагоприятному событию и сознательно выбирать ситуацию, характеризующуюся другой вероятностью его проявления. В одних случаях он может выбрать более рискованную ситуацию с большей вероятностью ущерба, рассчитывая получить дополнительные преимущества, вкладывая капитал в более рискованные, но и более прибыльные проекты и т. п. В других, он может предпринять действия по избежанию риска, например, используя более дорогие, но и более стойкие к коррозии материалы, применяя антикоррозионные покрытия и др.

Выбор ситуации обычно рассматривается как субъективное решение, зависящее от отношения объекта к риску, ожидаемому выигрышу при наступлении неблагоприятного события и других факторов. При этом подобного рода риски получили название "спекулятивные риски". С учетом возможности такого выбора величину риска можно определить на основании следующего выражения:

$$R = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m g_{ij}(V) P_j P_i(j, z_j) X_i, \quad (6)$$

где $g_{ij}(V)$ — вероятность выбора объектом ситуации, характеризующейся вероятностью наступления неблагоприятного события P_j и законом распределения ущерба $P_i(j, z_j)$, в свою очередь зависящим от принятых мер по защите z_j .

Особенность подхода к определению риска на основе последнего выражения может быть проиллюстрирована графиком, представленным на рис. 2.

На рис. 2 $P(X)$ означает закон распределения ущерба при отсутствии выбора ситуации; $P_1(V_1, X)$ — закон распределения ущерба при менее рискованной ситуации; $P_2(V_2, X)$ — закон распределения ущерба при более рискованной ситуации; $P_0(X_i)$, $P_1(X_i)$, $P_2(X_i)$ — вероятность появления ущерба X_i в каждой из рассматриваемых ситуаций; $\Delta P_1 = P_1(X_i) - P_0(X_i)$ и $\Delta P_2 = P_2(X_i) - P_0(X_i)$ — приросты вероятностей ущерба при выборе соответствующих ситуаций; V_1 и V_2 — набор факторов, определяющих целесообразность перехода объекта от ситуации 0 к ситуациям 1 и 2.

Заметим, что при факторах V_1 объект выбирает ситуацию с меньшим риском (по вероятности появления ущерба X_i), а при факторах V_2 — с большим риском возможного ущерба.

Из сравнения рис. 1 и 2 вытекает, что принципиальных различий между видами деятельности объекта по снижению величины среднего риска не наблюдается, хотя в одном случае это снижение обеспечивается за счет уменьшения ущерба от проявления неблагоприятного события, а в другом — уменьшение вероятности его проявления за счет выбора менее рискованной ситуации. Однако и в том, и в другом случае снижение риска обеспечивается за счет перехода к ситуации с другим

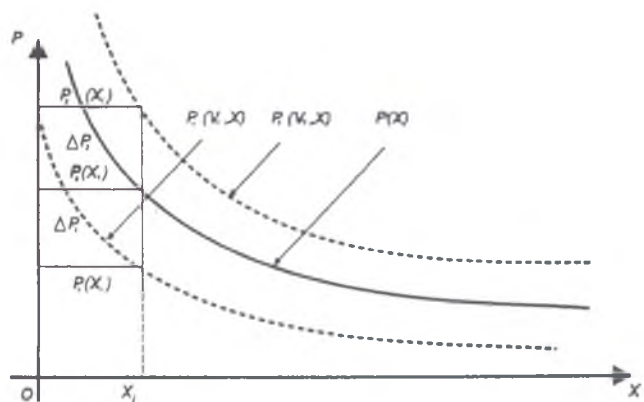


Рис. 2. Распределения ущерба при отсутствии выбора ситуации $P(X)$, менее рискованной ситуации $P_1(V_1, X)$, более рискованной ситуации $P_2(V_2, X)$:

$P_0(X_i)$, $P_1(X_i)$, $P_2(X_i)$ — вероятность появления ущерба X_i в каждой из рассматриваемых ситуаций; $\Delta P_1 = P_1(X_i) - P_0(X_i)$, $\Delta P_2 = P_2(X_i) - P_0(X_i)$ — приросты вероятностей ущерба при выборе соответствующих ситуаций; V_1 и V_2 — набор факторов, определяющих целесообразность перехода объекта от ситуации 0 к ситуациям 1 и 2

законом распределения вероятностей ущерба. Вследствие этого выражение (6) может рассматриваться в качестве общей формулы оценки величины среднего риска, учитывающей все возможные определяющие факторы и условия.

Для каждого конкретного объекта с учетом видов его деятельности и соответствующих им наборов ситуаций, неблагоприятных событий и возможных ущербов формула (1) может быть уточнена и конкретизирована. Для этого в первую очередь необходимо сформировать общие принципы и подходы к определению характеристик объекта и разработать методы их количественной оценки.

Выполним такой анализ на примере трубопроводов водоснабжения, подверженным отказу в основном под воздействием питтинговой коррозии. Расчет характеристик надежности водопроводных труб, подверженных коррозионным отказам, проведем на основании двух параметров: минимального срока службы звена системы, который в среднем составляет 10 лет, и максимального — 40 лет. Срок службы взят по данным ЖКХ и Минводхоза г. Пензы.

Водопровод представляет собой множество из N последовательно соединенных звеньев, следовательно, для исследования его отказов и надежности удобным и наиболее точным является использование логарифмически нормального распределения или распределения Вейбулла. Время работы до выхода из строя отдельного элемента системы подчиняется нормальному закону распределения (согласно центральной предельной теореме А. М. Ляпунова) как случайная величина, являющаяся суммой большого числа независимых случайных величин, отражающих влияние на скорость роста питтингов и, следовательно, на время выхода элемента из строя под воздействием различных факторов.

Принимаем средний срок службы звена $\bar{x} = 0,5(10 + 40) = 25$ лет за его математическое ожидание, получаем $M[T] = 25$ лет. Нормальное распределение симметрично относительно своего математического ожидания, следовательно, доверительный интервал срока службы звена равен $\varepsilon = |10 - 25| = 40 - 25 = 15$ лет. Задавшись доверительной вероятностью $\beta = 0,95$ и используя распределение Стьюдента, из формулы $\varepsilon = \frac{t_{\beta} \sigma_i}{\sqrt{n}}$

$$= t_{\beta} \sigma_i \text{ находим } \sigma_i = \frac{\varepsilon}{t_{\beta}} = \frac{15}{1,96} = 7,65 \text{ лет.}$$

Поскольку статистика по срокам службы отдельных элементов, как правило, отсутствует, проведем моделирование нормально распределенной случайной величины T , математическое ожидание, которой $M[T] = 25$, а среднее квадратическое отклонение $\sigma = 7,65$, для чего воспользуемся таблицей случайных чисел, равномерно распределен-

ных на интервале (0, 1), с пересчетом их в нормально распределенные по формуле:

$$T_j = \sqrt{2} \sigma \left(\sum_{i=1}^6 R_i - 3 \right) + M[T], \quad (7)$$

где R_i — равномерно распределенные случайные числа; T_i — нормально распределенные случайные величины.

Приводим вариационный ряд 20 частных значений случайных чисел: 9,00; 10,53; 11,28; 12,54; 16,20; 17,26; 18,03; 19,89; 20,15; 22,38; 23,89; 24,33; 26,96; 28,61; 29,01; 34,50; 36,26; 40,70; 45,63; 51,20 (лет).

Используя логарифмически нормальное распределение, определяем оценки его параметров для участка водопроводной трубы, состоящего из 20 звеньев:

$$\mu = \frac{\sum \ln t_i}{N} = \frac{1}{20} (\ln 9,00 + \ln 10,53 + \ln 11,28 + \dots + \ln 51,20) = 3,105,$$

$$S_{\mu} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum (\ln t_i - \mu)^2} = 0,492.$$

Математическое ожидание наработки участка трубы до появления отказа

$$m_i = e^{\mu + S_{\mu}^2/2} = e^{3,226} = 25,18 \text{ лет.}$$

Среднее квадратическое отклонение

$$S = \sqrt{e^{2\mu + S_{\mu}^2} (e^{S_{\mu}^2} - 1)} = 13,18 \text{ лет.}$$

Если вероятность безотказной работы системы не превышает 0,99, то логарифмически нормальный закон можно заменить нормальным законом с параметрами m_i и S_i и плотностью вероятностей

$$f(t) = \frac{1}{S_i \sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(t - m_i)^2}{2S_i^2} \right\}, \text{ при этом вероятность}$$

выхода из строя водопроводной трубы можно определять с помощью таблиц функции Лапласа. Поскольку параметры m_i и S_i уже рассчитаны выше, то можно решать различные вопросы прогнозирования, такие как расчет необходимого запаса труб для замены поврежденных коррозией, определение вероятности выхода из строя водопровода или какой-либо его секции и ряд других вопросов прогнозирования в системах водоснабжения и водоотведения и в ряде других областей деятельности ЖКХ.

По существующим правилам эксплуатации водопроводных систем секции труб заменяют после обнаружения значительной утечки воды через них, т. е. поражение труб коррозией происходит рань-

ше его обнаружения. Используя рассчитанные характеристики логарифмически нормального распределения, определим вероятности фактического выхода из строя водопровода за представляющие наибольший интерес промежутки времени.

1. Вероятность фактического повреждения коррозией водопровода с момента начала эксплуатации до момента обнаружения фактического повреждения водопровода (т. е. за 10 лет эксплуатации):

$$P(0 < T \leq 10) = \frac{1}{2} \left[\Phi\left(\frac{t_2 - m_t}{S_t}\right) - \Phi\left(\frac{t_1 - m_t}{S_t}\right) \right] =$$

$$= \frac{1}{2} \left[\Phi\left(\frac{10 - 25,18}{13,18}\right) - \Phi\left(\frac{1 - 25,18}{13,18}\right) \right] =$$

$$= \frac{1}{2} [\Phi(-1,16) - \Phi(-1,91)] = \frac{1}{2} [\Phi(1,91) -$$

$$- \Phi(1,15)] = \frac{1}{2} (0,9439 - 0,7799) = 0,0820.$$

Здесь и далее $\Phi(Z) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_0^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx$, $z_i = \frac{t_i - m_t}{S_t}$.

2. Вероятность обнаружения и, следовательно, замены поврежденных звеньев водопровода, поскольку такая замена производится сразу после обнаружения утечки воды через поврежденные звенья водопровода:

$$P(10 < T \leq 40) = \frac{1}{2} \left[\Phi\left(\frac{40 - 25,18}{13,18}\right) - \Phi\left(\frac{10 - 25,18}{13,18}\right) \right] =$$

$$= 0,7586.$$

Следовательно, вероятность обнаружения поврежденных труб в течение 40 лет с начала эксплуатации нового водопровода составляет

$$P(0 < T \leq 40) = P(0 < T \leq 10) + P(10 < T \leq 40) =$$

$$= 0,0820 + 0,7586 = 0,8406 \approx 0,84,$$

т. е. в течение 40 лет эксплуатации нового водопровода ежегодно потребует замены в среднем $0,84 \cdot 0,04L$ труб, т. е. 33,6 м/(км · год).

3. В процессе длительной эксплуатации водопровода при существующем принципе замены его поврежденных участков такая замена производится статистически равномерно и, следовательно, в среднем ежегодной замене подвергается

$$\frac{1}{x} = \frac{1}{25} = 0,04 \text{ км/год общей длины трубопровода, т. е. в среднем 40 м труб на 1 км водопровода. Следовательно, средняя ежегодная потребность в водопроводных трубах составляет } 0,04L \text{ км/год, или } 40 \text{ м/год на } 1000 \text{ м длины водопровода.}$$

Полученные результаты соответствуют, по оценкам специалистов, круглогодично производящих замену водопроводных труб, труб ГВС (горячего водоснабжения), реальным потребностям ЖКХ и Минводхоза г. Пензы.

Параметры питтинговой коррозии (потенциал образования питтингов, скорость роста, их глубина и др.) являются функциями многих параметров, которые при исследовании ПК "фильтруют", выбирая для дальнейших исследований наиболее существенно влияющие. Но пассивный эксперимент длится годами и десятилетиями, и те факторы, которыми при активном эксперименте вполне справедливо и необходимо пренебрегают, за длительное время оказывают влияние, которое не является пренебрежимо малым. Трубы, по которым транспортируется рабочая среда, ввиду их огромной протяженности подвержены влиянию разнообразных по составу и мощности воздействия факторов: неоднородности химического состава металла трубы и транспортируемых жидкостей и газов; наводимых ЭДС, особенно вблизи линий электропередач и дорог; разброса температур окружающей среды; различной влажности грунта и т. д. Вследствие этого питтинги зарождаются и развиваются неодинаково на различных участках.

Составляя и исследуя регрессионную модель для функции отклика какого-либо параметра питтинговой коррозии, мы получаем зависимость для среднего значения исследуемого параметра (фактически для его математического ожидания) и считываем дисперсию этой функции отклика.

Предположим, что в качестве функции отклика мы рассматриваем глубину питтинга или скорость ее роста. Используя выражение для функции отклика, интегрируя его, найдем и время развития глубины питтинга на всю толщину стенки трубы, и другие параметры протекания этого процесса. С момента образования питтингов одни из них растут, другие погибают. Общее количество питтингов n , которые в итоге их развития проникают на всю глубину стенки трубы, образуя сквозные отверстия, можно рассчитать по формуле

$$n = \sum_{t=0}^t n(t)P(t),$$

где $n(t)$ — число питтингов, существующих в момент времени t ; $P(t)$ — вероятность того, что существующий в момент времени t питтинг проникнет на всю глубину стенки трубы.

Выводы

1. Аварии на трубопроводе можно считать ординарным потоком независимых случайных событий. Этот поток в течение времени, не превышающего 0,1 срока службы трубопровода, т. е. 2...3 лет, как показывает публикуемая в различных изданиях информация, является статистически равномерным. При этом функцию отклика системы можно с определенной точностью считать линейно зависимой от возмущающих факторов и, следовательно, линейно зависимой от времени. С течением времени стационарность потока отказов

нарушается вследствие почти лавинообразного образования дефектов трубопровода, вызываемых коррозией металла (питтинговой, щелевой, поверхностной) и износом оборудования трубопровода. Аварии становятся более частыми и тяжелыми по их последствиям.

2. Уменьшить степень риска аварий на трубопроводе можно двумя способами: принять защитные меры с целью уменьшения потерь от неблагоприятного события, не вмешиваясь в качество и структуру самого объекта, или изменить качество и режим эксплуатации самого объекта (применением более стойких к коррозии материалов, применением антикоррозийных покрытий и т. п.).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Акимов В. А., Лапин В. Л., Попов В. М. и др. Надежность технических систем и техногенный риск. М.: ЗАО ФИД, 2002. 368 с.
2. Котляревский В. А., Шаталов А. А., Ханухов Х. М. Безопасность резервуаров и трубопроводов. М.: Экономика и информатика, 2000. 555 с.
3. Таранцева К. Р., Крючкова (Логвина) О. А. Методика комплексной оценки глубины коррозионных повреждений оборудования и сооружений // Четвертая Всерос. научн. интернет-конференция "Компьютерные технологии и моделирование в естественных науках и гуманитарной сфере". Вып. 22. Тамбов: ТГУ, 2002. С. 9–12.
4. Таранцева К. Р., Крючкова (Логвина) О. А. Методика оценивания многопараметрических зависимостей при исследовании коррозионных процессов // Мат. междунар. научн. конф. "Динамика процессов в природе, обществе и технике. Информационные аспекты". Ч. 2. Таганрог, 2003. С. 66–77.

УДК 620.193.01

Взаимосвязь индивидуальных свойств легирующих компонентов с анодным поведением многокомпонентных сплавов в кислых средах.

Ч. 1. Процессы активного растворения и пассивации сплавов Fe—Cr в растворах серной кислоты*

В. П. Разыграев, канд. хим. наук, М. В. Лебедева

Институт физической химии и электрохимии им. А. Н. Фрумкина РАН, Москва

E-mail: razygraev@ipc.rssi.ru

Статья поступила в редакцию 05.05.2009.

Процессы активного растворения и пассивации сплавов Fe—Cr проанализированы с использованием представлений о возникновении, функционировании и блокировании активных центров растворения на реальной поверхности металла. Рассмотрены общие закономерности влияния хрома на скорость анодного процесса при изменении состава сплава и потенциала электрода. Менее благородный, но легко пассивирующийся компонент — хром оказывает неоднозначное влияние на анодное поведение бинарных сплавов, стимулируя анодную реакцию при низком его содержании в сплаве и подавляя этот процесс в высокохромистых материалах. Принципиально различающиеся электрохимические свойства компонентов сплава приводят при облагораживании потенциала к поэтапной его пассивации, что обуславливает образование закономерных изломов на идеальных анодных кривых.

Ключевые слова: сплавы Fe—Cr, серная кислота, потенциал, активное растворение, пассивация, активные центры, поверхностная концентрация.

Сравнительное анодное поведение сплавов системы Fe—Cr [1, 2] неоднократно ранее исследовалось с целью выяснения общих закономерностей процессов их пассивации, что оказалось полезным при выборе оптимальных со-

ставов конструкционных нержавеющих материалов для различных областей потенциалов.

Подавляющее большинство работ, посвященных анодному поведению сталей и сплавов [3–5], проводилось в разбавленных серно-кислых растворах, хотя наибольшее практическое применение нержавеющие материалы находят в кислых средах с выраженными окислительными свойствами, такими как азотная кислота. Несомненным методическим преимуществом исследований, проводимых в неокислительных средах, является возможность в максимально широком интервале потенциалов определять анодные характеристики на основании токовых измерений, а также возможность экспрессной оценки сравнительного анодного поведения сплавов с помощью потенциодинамического метода при плавном или ступенчатом навязывании электроду новых значений потенциала [6].

В подавляющем большинстве работ не акцентируется внимание на том обстоятельстве, что на каждое вновь устанавливаемое состояние поверхности сплава оказывает влияние его предыстория, поскольку адсорбционные или фазовые слои формируются не на некоей ювенильной по-

* Работа выполнена при частичной поддержке ОХНМ РАН.