УДК 622.691.4-192

РАСЧЕТ КОЭФФИЦИЕНТА ЗАПАСА В ТРУБОПРОВОДАХ С КОРРОЗИОННЫМИ ДЕФЕКТАМИ

В. Н. Сызранцев, В. В. Новоселов, С. Л. Голофаст
(Тюменский государственный нефтегазовый университет)

Ключевые слова: ***коррозионный дефект, коэффициент запаса, вероятность безотказной работы, вероятностные методы расчета, трубопровод, непараметрическая статистика***
Key words: ***corrosion defects, safety factor, failure-free operation probability, probability methods of calculation, pipeline, non-parametric statistics***

В работах [1, 2] рассмотрена задача расчета вероятности отказа трубопровода, эксплуатация которого осуществляется при случайном характере изменения внутреннего давления (p) и температуры (t), заданных выборками их значений (p_i, t_i, $i = \overline{1,n}$, n – длина выборки) за определенный период работы трубопровода, например, фиксируемых ежедневно в течение года. В качестве условия безопасной эксплуатации газопровода, участок которого осложнен наличием коррозионного дефекта, принимается следующее выражение:

$$\sigma \le s\ , \tag{1}$$

где σ – фактические кольцевые напряжения в трубе (МПа), s – допустимые кольцевые напряжения (МПа) для материала трубы.

Левая часть условия (1) является величиной случайной, рассчитываемой на основе известных зависимостей [3]:

$$\sigma = \sigma(p,\ t,\ D_n, \delta, h,\ L, \psi) \tag{2}$$

рабочего давления в газопроводе (p), температуры (t), наружного диаметра трубы (D_n), номинальной толщины стенки трубы (δ), максимальной глубины дефекта (h), длины дефекта (L), ψ – коэффициента концентрации напряжений, вызываемого размерами h и L дефекта трубы. Правая часть условия (1) также является случайной величиной, поскольку определяется выборкой значений предела текучести ($s_j = \sigma_{Tj}$, $j = \overline{1,m}$), полученной в процессе растяжения m образцов, изготовленных из материала труб.

При известной функции плотности распределения $f_\sigma(\sigma)$ случайной величины σ и функции плотности распределения $f_S(s)$ случайной величины s вероятность отказа трубопровода рассчитывается путем взятия интеграла [4]:

$$Q = \frac{1}{F_S \cdot F_\sigma} \int_0^\infty f_\sigma(\sigma) \cdot \left[\int_0^\infty f_S(s) ds \right] d\sigma\ , \tag{3}$$

где $F_S = \int_0^\infty f_S(s) ds$; $F_\sigma = \int_0^\infty f_\sigma(\sigma) d\sigma$.

Анализ выборок, возникающих в трубопроводе напряжений $\sigma_i, i = \overline{1,n}$, рассчитанных по выражению (2) на основе зафиксированных в процессе эксплуатации значений p_i, t_i, $i = \overline{1,n}$, свидетельствует, – функция плотности $f_\sigma(\sigma)$, в большинстве случаев унимодальной не является, что по существу исключает использование для описания функции $f_\sigma(\sigma)$ исследованных в теории вероятности и математической статистики законов распределения случайных величин [1], либо влечет принятие по критериям согласия того или иного закона с недопустимо низкой вероятностью ошибки первого рода. В связи с изложенным, для восстановления неизвестной функции $f_\sigma(\sigma)$ в работах [1, 2] использован математический аппарат непараметрической статистики [1], в соответствии с которым оценка $f_\sigma(\sigma)$ находится в виде разложения:

$$f_\sigma(\sigma) = \frac{1}{n \cdot h_n} \sum_{i=1}^{n} K\left(\frac{\sigma - \sigma_i}{h_n} \right), \tag{4}$$

где h_n – параметр размытости, а $K(\ )$ – ядерная функция, выражения для различных видов которой представлены в работах [1]. В частности, функция $K(\ )$ с нормальным ядром имеет вид

$$K\left(\frac{\sigma - \sigma_i}{h_n} \right) = \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi}} \exp\left(-0{,}5 \left(\frac{\sigma - \sigma_i}{h_n} \right)^2 \right). \tag{5}$$

Оптимальная величина h_n^* параметра h_n устанавливается в процессе поиска максимума информационного функционала [1]:

$$J = \int \ln\left[K(\sigma) \right] f_\sigma(\sigma) d\sigma\ , \tag{6}$$

Для $K(\ )$ в виде (5) задача определения h_n^* на основе (6) сводится к следующей:

$$\max_{h_n} J = \max_{h_n}\left\{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln\left[\frac{1}{(n-1)h_n}\sum_{j\neq i}^{n-1}\frac{1}{\sqrt{2\cdot\pi}}\exp\left(-0{,}5\left(\frac{\sigma_i-\sigma_j}{h_n}\right)^2\right)\right]\right\}. \qquad (7)$$

Анализ ряда выборок случайной величины s различных сталей показывает, что в большинстве случаев распределение s может быть описано с помощью закона Грамма-Шарлье [5], являющимся более гибким, нежели нормальный закон распределения, поскольку зависит не от двух, а от четырех параметров. Функция плотности $p_S(s)$ для распределения случайной величины s по закону Грамма-Шарлье имеет вид

$$p_S(s) = \frac{1}{\lambda_2\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{(u_s)^2}{2}\right]\left\{1+\frac{\lambda_3}{6}\left[(u_s)^3-(u_s)\right]-\frac{\lambda_4}{24}\left[(u_s)^4-5(u_s)^2+3\right]\right\}, \qquad (8)$$

где $u_s = \dfrac{s-\lambda_1}{\lambda_2}$; λ_1 и λ_2 – среднее значение и среднеквадратичное отклонение случайной величины s; $\lambda_3 = \dfrac{1}{m-1}\sum\limits_{j=1}^{m}\left(s_j-\lambda_1\right)^3$; $\lambda_4 = \dfrac{1}{m-1}\sum\limits_{j=1}^{m}\left(s_j-\lambda_1\right)^4 - 3$ – соответственно асимметрия и эксцесс случайной величины s.

Входящие в выражение (8) параметры $\lambda_k,\ k=\overline{1,4}$ рассчитываются на основе имеющейся выборки значений $s_j = \sigma_{Tj},\ j=\overline{1,m}$. Поскольку предел текучести σ_T всегда положителен и находится в диапазоне значений от $s_{\max} = \max\limits_i\{\sigma_{Ti}\}$ до $s_{\min} = \min\limits_i\{\sigma_{Ti}\}$, случайная величина s является цензурированной слева ($s_{\min}$) и справа ($s_{\max}$). В этом случае на основе (8) функция плотности распределения случайной величины s корректируется и описывается следующим выражением:

$$f_S(s) = \frac{1}{\lambda_2\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{(u_s)^2}{2}\right]\left\{1+\frac{\lambda_3}{6}\left[(u_s)^3-(u_s)\right]-\frac{\lambda_4}{24}\left[(u_s)^4-5(u_s)^2+3\right]\right\}\times\frac{1}{c_s}, \qquad (9)$$

где $c_s = \int\limits_{s_{\min}}^{s_{\max}} p_s\,ds$.

Результаты обработки экспериментальных данных по вышеизложенным алгоритмам при решении задачи расчета вероятности отказа участка газопровода (D_n=1420мм; δ=20 мм; h=10 мм; L=300 мм; материал трубы – сталь 17ГС, значение коэффициента ψ рассчитано по методике [3], параметры закона (9): λ_1=570,9МПа; λ_2=19,3МПа; λ_3=0,1480; λ_4= 0,0209; $s_{\min}$=530МПа; $s_{\max}$=600МПа) представлены на рис.1.

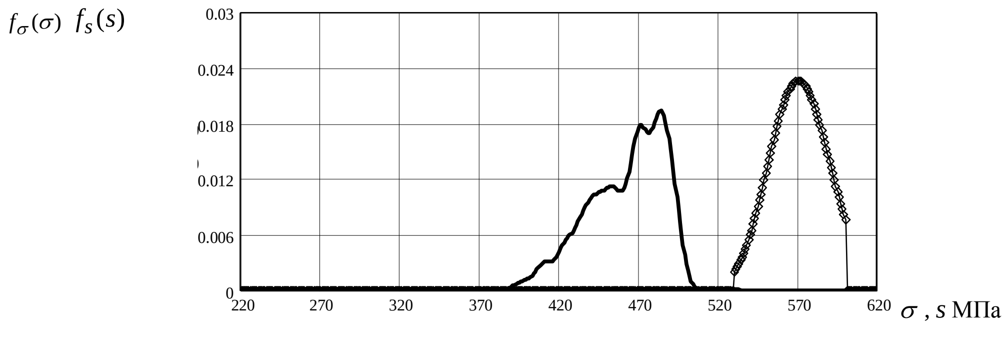

Рис. 1. Расчет вероятности отказа участка газопровода

Расчет вероятности отказа по выражению (3) приведет к нулевому значению величины Q (см. рис. 1). Решить проблему оценки технического состояния трубопровода в данном случае возможно при переходе от условия (1) к расчету коэффициента запаса прочности:

$$n_\sigma = s/\sigma, \qquad (10)$$

где s и σ являются случайными величинами, для которых функции плотности $f_s(s)$, $f_\sigma(\sigma)$ определены выше, зависимости (9) и (4).

Из (10) следует, что коэффициент n_σ является величиной случайной, функция плотности распределения которого $f_n(n_\sigma)$ неизвестна. Рассмотрим методику решения задачи определения $f_n(n_\sigma)$ методами непараметрической статистики [1].

Воспользуемся имеющимися выборками: $s_j = \sigma_{Tj},\ j=\overline{1,m}$ и $\sigma_i,\ i=\overline{1,n}$. Поскольку эти выборки относятся к различным объектам исследований $m \neq n$, при этом, без потери общности, положим, что $m \ll n$. Расчет по зависимости

(10) выборки $n_{\sigma i}, i=\overline{1,n}$ легко реализуем, если $m=n$, что требует расширения выборки s_j до длины n. Для решения данной задачи воспользуемся работой [1], в которой показано, что восстановленная функция плотности распределения случайной величины позволяет реализовать алгоритм расчета в соответствии с этим законом выборки случайной величины любой другой длины, отличной от исходной. Данный алгоритм представляет непараметрический датчик случайной величины. Рассмотрим этот алгоритм для расширения выборки s_j.

Воспользуемся случайной величиной V, имеющей равномерный закон распределения. Для получения случайной величины s, функция распределения которой $F_S(s)$, необходимо воспользоваться уравнением [1]:

$$F_S(s)=V. \tag{11}$$

Поскольку $F_S(s)=\int\limits_0^s f_S(s)ds$, на основе зависимости (9) получим

$$F_S(s)=P_S(s)/c_F, \tag{12}$$

где $c_F=\int\limits_{s_{\min}}^{s_{\max}} P_S(s)ds$; $u_s=\frac{s-\lambda_1}{\lambda_2}$;

$$P_S(s)=\frac{1}{\lambda_2\sqrt{2\pi}}\int\limits_{s_{\min}}^{s}\exp(-0{,}5u_s^2)ds-\frac{\lambda_3}{6}\left[u_s^2-1\right]\frac{1}{\lambda_2\sqrt{2\pi}}\exp\left(-0{,}5u_s^2\right)+$$
$$+\frac{\lambda_4}{24}\left(u_s^3+3u_s\right)\frac{1}{\lambda_2\sqrt{2\pi}}\exp\left(-0{,}5u_s^2\right).$$

Решая трансцендентное уравнение (11) при фиксированном значении случайной величины $V=const$ из диапазона [0, 1], определяем новое значение случайной величины s с функцией плотности распределения $f_S(s)$. Повторяя эту процедуру, расширяем выборку s до требуемого объема $s_j,\ j=\overline{1,n}$, после чего на основе (10) легко формируется выборка длиной n случайной величины $n_{\sigma i}, i=\overline{1,n}$.

Для восстановления функции плотности распределения $f_n(n_\sigma)$ случайной величины n_σ, воспользуемся методами непараметрической статистики [1]. По аналогии с (4), запишем

$$f_n(n_\sigma)=\frac{1}{n\cdot h_n}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\exp\left[-0{,}5\left(\frac{n_\sigma-n_{\sigma i}}{h_n}\right)^2\right], \tag{13}$$

где h_n – параметр размытости, соответствующий максимуму функционала (6), имеющего, в данном случае, вид

$$\max_{h_n} J=\max_{h_n}\left\{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln\left[\frac{1}{(n-1)h_n}\sum_{j\neq i}^{n-1}\frac{1}{\sqrt{2\cdot\pi}}\exp\left(-0{,}5\left(\frac{n_{\sigma i}-n_{\sigma j}}{h_n}\right)^2\right)\right]\right\}. \tag{14}$$

Реализация изложенного алгоритма применительно к расчету коэффициента запаса прочности трубопровода, подвергаемого в эксплуатации случайному спектру силовых и температурных воздействий (см. рис. 1), позволила получить функцию плотности распределения n_σ, показанную на рис. 2.

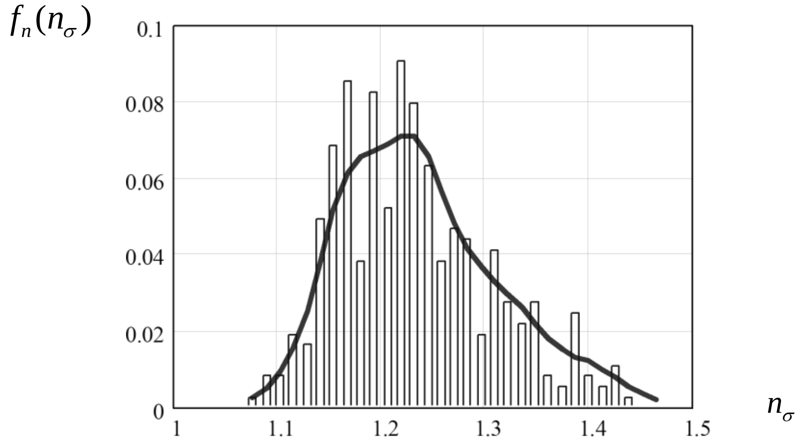

Рис. 2. Функция плотности распределения n_σ

Имея функцию $f_n(n_\sigma)$, для n_σ можно рассчитать любые значения квантилей n_σ^α численным решением уравнения:

$$\int_{n_{\sigma\min}}^{n_\sigma^\alpha} f_n(n_\sigma) dn_\sigma = \alpha . \quad (15)$$

Результаты расчетов для рассматриваемого примера показывают, что с вероятностью 0,005 n_σ^α=1,08374; с вероятностью 0,01 n_σ^α=1,09541; с вероятностью 0,05 n_σ^α=1,12916; с вероятностью 0,1 n_σ^α=1,147255; с вероятностью 0,5 n_σ^α=1,22755. Вероятность (w) того, что коэффициент запаса будет находиться в пределах от 0 до 1,2, устанавливаемая путем взятия интеграла:

$$w = \int_0^{1,2} f_n(n_\sigma) dn_\sigma , \quad (16)$$

равна w = 0,35065.

Полученное значение w является критерием расчета опасности трубопровода.

Список литературы

1. Сызранцев В. Н., Голофаст С. Л., Невелев Я. П. Расчет прочностной надежности изделий на основе методов непараметрической статистики. – Новосибирск: Наука, 2008. – 218 с.
2. Сызранцев В. Н., Голофаст С. Л., Невелев Я. П. Проблемы расчета прочностной надежности сосудов и трубопроводов // Известия высших учебных заведений. Нефть и газ. 2006, №6.-С. 57-64.
3. И. Н. Бирилло, А. Я. Яковлев, Ю. А. Теплинский, И. Ю. Быков, В. Н. Воронин. Оценка прочностного ресурса газопроводных труб с коррозионными повреждениями / Под общей редакцией докт. техн. наук, профессора И. Ю. Быкова. – М: Изд. ЦентрЛитНефтеГаз. – 2008. – 168 с.
4. Капур К., Ламберсон Л. Надежность и проектирование систем: Пер. с англ. – М.: Мир, 1980. – 604 с.
5. Северцев Н. А. Надежность сложных систем в эксплуатации и отработке: Учеб. пособие для вузов. – М.: Высш. шк., 1989. – 432 с.

Сведения об авторах

Сызранцев Владимир Николаевич, *д.т.н., профессор, заведующий кафедрой «Машины и оборудования нефтяной и газовой промышленности», Тюменский государственный нефтегазовый университет, тел.: (3452)41-46-46, e-mail:V_Syzrantsev@mail.ru*

Новосёлов Владимир Васильевич, *д. т. н., профессор, ректор, Тюменский государственный нефтегазовый университет, тел.: (3452)-25-69-49, e-mail: nov@tsogu.ru*

Голофаст Сергей Леонидович*, д. т. н., профессор кафедры «Машины и оборудование нефтяной и газовой промышленности», Тюменский государственный нефтегазовый университет, тел.: (3452) 41-46-46, e-mail: trasser@inbox.ru*

Syzrantsev V. N., *PhD, professor, head of Department «Machines and equipment of oil and gas industry» of Tyumen State Oil and Gas University. phone.: (3452)41-46-46, e-mail: V_Syzrantsev@mail.ru*

Novoselov V. V., *Dr. of technical sciences, Proessor, Rector, Tyumen state oil and gas university, tel.: (3452)-25-69-49; e-mail: nov@tsogu.ru*

Golofast S. L., *PhD, professor of Department «Machines and equipment of oil and gas industry» of Tyumen State Oil and Gas University. phone: (3452)41-46-46, e-mail: trasser@inbox.ru*