УДК 622.691.4-192

К РАСЧЕТУ КОЭФФИЦИЕНТА ЗАПАСА ПРОЧНОСТИ, ОБЕСПЕЧИВАЮЩЕГО БЕЗОПАСНУЮ ЭКСПЛУАТАЦИЮ УЧАСТКОВ ГАЗОПРОВОДА С КОРРОЗИОННЫМИ ДЕФЕКТАМИ

Сызранцев В.Н., Голофаст С.Л., Филатов А.А.
Тюменский государственный нефтегазовый университет
ОАО «Газпром», г. Москва

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, возникающие в трубе (МПа), s - допустимые кольцевые напряжения (МПа) для материала трубы.

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

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

где (p) - рабочее давление в газопроводе; (t) – температура нагнетаемого газа, (D_n) - наружный диаметр трубы, (δ) - номинальная толщина стенки трубы, (h) - максимальная глубина дефекта, (L) - длина дефекта, ψ - коэффициент концентрации напряжений, вызываемый размерами h и L дефекта трубы.

Правая часть условия (1) также является случайной величиной, поскольку определяется выборкой значений предела текучести ($s_j = \sigma_{Tj},\ j = \overline{1,m}$), получаемой экспериментально 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, 5]:

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

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 на компрессорных станциях значений $p_i, t_i,\ \ i = \overline{1,n}$, свидетельствует, - функция плотности $f_\sigma(\sigma)$, в подавляющем 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]. 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 $f_\sigma(\sigma)$ ищется 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 работе [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:

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

На основе анализа ряда выборок случайной величины s для различных сталей распределение s предложено описывать с помощью закона Грамма-Шарлье [5]. Функция плотности $p_S(s)$ для распределения случайной величины s по данному закону имеет следующий вид:

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

где $u_s = \dfrac{s - \lambda_1}{\lambda_2}$; λ_1 и λ_2 - среднее значение и среднеквадратичное отклонение случайной величины s; $\lambda_3 = \dfrac{1}{m-1}\sum\limits_{j=1}^{m}(s_j - \lambda_1)^3$; $\lambda_4 = \dfrac{1}{m-1}\sum\limits_{j=1}^{m}(s_j - \lambda_1)^4 - 3$ - 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 как слева ($s_{\min}$), так и справа ($s_{\max}$). В этом случае на основе (8) функция плотности распределения случайной величины s корректируется и описывается 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 решения задачи по расчету вероятности отказа участка газопровода (D_n =1420 мм; 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) по вышеизложенным алгоритмам представлены на рис.1.

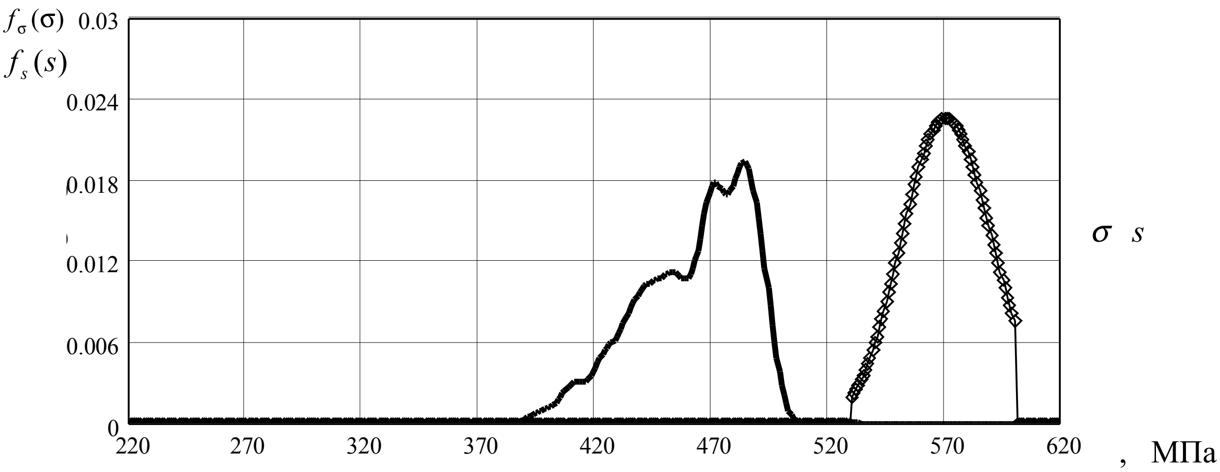

Рис.1- Расчет вероятности отказа участка газопровода.

Из рис. 1 нетрудно видеть, что расчет вероятности отказа по выражению (3) здесь приведет к нулевому значению величины Q. Решить проблему оценки технического состояния трубопровода в данном случае возможно путем перехода от условия (1) к расчету коэффициента запаса прочности [6]:

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

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. Методика решения задачи определения $f_n(n_\sigma)$ методами непараметрической статистики [1] заключается в следующем.

На основе имеющихся выборок $s_j = \sigma_{Tj}, j=\overline{1,m}$ и $\sigma_i, i=\overline{1,n}$ по зависимости (10) рассчитывается выборка $n_{\sigma i}, i=\overline{1,n}$.

Для восстановления функции плотности распределения $f_n(n_\sigma)$ случайной величины n_σ по аналогии с (4) запишем:

$$f_n(n_\sigma) = \frac{1}{n \cdot h_n} \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-0{,}5\left(\frac{n_\sigma - n_{\sigma i}}{h_n}\right)^2\right], \qquad (11)$$

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

$$\max_{h_n} J = \max_{h_n}\left\{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \ln\left[\frac{1}{(n-1)h_n}\sum_{j\neq i}^{n-1}\frac{1}{\sqrt{2\cdot\pi}}\exp\left(-0{,}5\left(\frac{n_{\sigma i} - n_{\sigma j}}{h_n}\right)^2\right)\right]\right\}. \qquad (12)$$

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

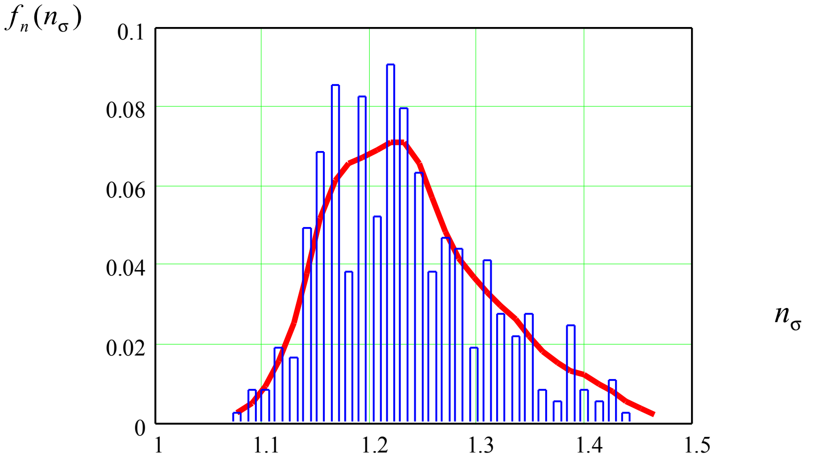

Рис.2. Функция плотности распределения n_σ.

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

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

Результаты расчетов для рассматриваемого примера показывают, что с вероятностью 0,005 n_σ^α=1,08374; с вероятность 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:

$$w = \int_{0}^{1,2} f_n(n_\sigma) dn_\sigma , \qquad (16)$$

равна w = 0,35065. Полученное значение w является критерием расчета опасности трубопровода.

Литература

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.
6. Методика по расчету и обоснованию коэффициентов запаса прочности и устойчивости магистральных газопроводов на стадии эксплуатации и технического обслуживания. СТО Газпром 2-2.3-184-2007. ОАО «Газпром», ООО «ИРЦ ГП», М., 2008.