

МОНИТОРИНГ КОЭФФИЦИЕНТА ЗАПАСА ПРОЧНОСТИ ТРУБОПРОВОДА В ЭКСПЛУАТАЦИИ

В. В. Новоселов, В. Н. Сызранцев, С. Л. Голофаст

(Тюменский государственный нефтегазовый университет)

Ключевые слова: мониторинг технического состояния, трубопровод, коррозионный дефект, коэффициент запаса прочности, прогнозирование вероятности безотказной работы

Key words: monitoring the technical condition, pipeline, corrosion defects, assurance factor, predicting the probability of failure-free operation

Надежность и работоспособность трубопровода в процессе эксплуатации определяется не превышением фактических напряжений (σ), возникающих в трубе (вследствие внутреннего давления транспортируемого продукта, изменения температуры внешней среды, изгиба трубы, наличия различного рода коррозионных дефектов), допускаемых напряжений (S), отражающих физико-технические свойства материала трубы. В расчетных методиках определения технического состояния трубопровода для количественной оценки соотношения действующего и допускаемого напряжения используется коэффициент запаса прочности:

$$n_{\sigma} = s/\sigma, \quad (1)$$

нормативное значение которого принимается равным 1,2 [1, 2].

Входящие в зависимость (1) действующие σ и предельные S напряжения, принимая во внимание реальные спектры изменения внутреннего давления в трубопроводе и температуру среды, фактический разброс механических свойств материала трубы, являются величинами случайными, в общем случае с неизвестными $f_{\sigma}(\sigma)$, $f_s(s)$ функциями распределения. В результате и величина n_{σ} является случайной, функция плотности распределения которой $f_n(n_{\sigma})$ неизвестна и зависит от условий эксплуатации трубопровода и разброса механических свойств материала трубы.

В процессе мониторинга условий, в которых происходит эксплуатация исследуемой части трубопровода, легко фиксируются значения внутреннего давления транспортируемой жидкости (газа) p и температуры окружающей среды t , позволяющие за определенный период наблюдения сформировать выборки длиной m : $p_i, t_i, i = \overline{1, m}$. Анализ конкретных данных наблюдения за изменением величин p и t свидетельствует, что описание их функций плотности распределения с использованием рассмотренных в теории вероятности и математической статистики [3] законов случайных величин с достаточной для применения ошибкой первого рода является исключением, нежели правилом. В этой связи, задача восстановления $f_{\sigma}(\sigma)$ может быть решена с использованием аппарата непараметрической статистики [4] на основе результатов компьютерного моделирования выборки $\sigma_i, i = \overline{1, m}$ в соответствии с выражением [5]:

$$\sigma_i = \sigma(p_i, t_i, D_n, \delta, h, L, \psi), \quad (2)$$

где D_n – наружный диаметр трубы, δ – толщина стенки трубы, h – максимальная глубина дефекта, L – длина дефекта, ψ – коэффициент концентрации напряжений, вызываемый дефектом трубы размерами h и L [5].

Следуя работе [4], оценка искомой функции $f_{\sigma}(\sigma)$ представляется в виде разложения:

$$f_{\sigma}(\sigma) = \frac{1}{m \cdot h_m \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \sum_{i=1}^m \exp \left[-0,5 \left(\frac{\sigma - \sigma_i}{h_m} \right)^2 \right], \quad (3)$$

где значение параметра размытости h_m соответствует максимуму информационного функционала [4]:

$$\max_{h_m} J = \max_{h_m} \left\{ \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \ln \left[\frac{1}{(m-1)h_m} \sum_{j \neq i}^{m-1} \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi}} \exp \left(-0,5 \left(\frac{\sigma_i - \sigma_j}{h_m} \right)^2 \right) \right] \right\}. \quad (4)$$

Для определения функции $f_s(s)$ используются данные механических испытаний образцов (предела прочности, предела текучести материала трубы), на основе которых имеем выборку длиной k значений предельных напряжений $s_j, j = \overline{1, k}$. Аналогично (3) и (4), используя аппарат непараметрической статистики, оценка функции $f_s(s)$ находится

$$f_s(s) = \frac{1}{k \cdot h_k \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \sum_{j=1}^k \exp \left[-0,5 \left(\frac{s - s_j}{h_k} \right)^2 \right], \quad (5)$$

где параметр h_k определяется в процессе поиска максимума функционала:

$$\max_{h_k} J = \max_{h_k} \left\{ \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \ln \left[\frac{1}{(k-1)h_k} \sum_{l \neq j}^{k-1} \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi}} \exp \left(-0,5 \left(\frac{s_j - s_l}{h_k} \right)^2 \right) \right] \right\}. \quad (6)$$

Длина выборки $\sigma_i, i = \overline{1, m}$ и $s_j, j = \overline{1, k}$ может совпасть лишь в исключительных случаях, что возможность расчета выборки значений $n_{\sigma}, r = \overline{1, N}$ непосредственно по формуле (1) исключает. В то же время, функции $f_{\sigma}(\sigma)$ и $f_s(s)$ в соответствии с восстановленными законами позволяют реализовать алгоритм генерирования выборки случайных величин σ и S любой длины. Данный алгоритм представляет непараметрический датчик случайной величины [4].

Рассмотрим его построение на основе имеющихся функций $f_{\sigma}(\sigma)$ и $f_s(s)$.

Для расчета выборки напряжения $\sigma_r, r = \overline{1, N}$, имеющего функцию плотности $f_{\sigma}(\sigma)$ (3), воспользуемся выборкой $V_r, r = \overline{1, N}$ случайной величины V , равномерно распределенной на отрезке $[0; 1]$. Известно [4], что для каждого $r = \overline{1, N}$ искомое значение σ_r определяется в результате решения уравнения:

$$F_{\sigma}(\sigma_r) = V_r, \quad (7)$$

где $F_{\sigma}(\sigma_r) = \int_0^{\sigma_r} f_{\sigma}(\sigma) d\sigma$ – функция распределения случайной величины σ .

Используя выражение (3), трансцендентное уравнение (7) преобразуется к виду

$$\frac{1}{m \cdot h_m \cdot \sqrt{2\pi}} \int_0^{\sigma_r} \sum_{i=1}^m \exp \left[-0,5 \cdot \left(\frac{\sigma_r - \sigma_i}{h_m} \right)^2 \right] - V_r = 0. \quad (8)$$

Искомую выборку напряжений $\sigma_r, r = \overline{1, N}$ устанавливаем решением N раз при $V_r = \text{const}$ уравнение (8) относительно σ_r .

Аналогично строится непараметрический датчик случайных чисел для расчета выборки предельных напряжений $s_r, r = \overline{1, N}$. В данном случае каждое значение s_r определяется на основе решения уравнения, аналогичного (8), построенного с учетом функции плотности распределения предельных напряжений (5):

$$\frac{1}{k \cdot h_k \cdot \sqrt{2\pi}} \int_0^{s_r} \sum_{j=1}^k \exp \left[-0,5 \cdot \left(\frac{s_r - s_j}{h_k} \right)^2 \right] - V_r = 0. \quad (9)$$

Рассмотренные непараметрические датчики случайных величин позволяют организовать получение выборки $\sigma_r, r = \overline{1, N}$ и $s_r, r = \overline{1, N}$, на основе которых легко организовывается процесс расчета по выражению (1) выборки значений $n_{\sigma}, r = \overline{1, N}$.

Одной из важнейших характеристик диагностики технического состояния трубопровода в процессе его мониторинга является квантильная оценка коэффициента запаса прочности, отражающая в вероятностном аспекте надежность работы трубопровода. Для решения этой задачи, воспользовавшись методами непараметрической статистики [4], на основе полученной выборки $n_{\sigma}, r = \overline{1, N}$ восстановим функцию $f_n(n_{\sigma})$ плотности распределения коэффициента запаса прочности:

$$f_n(n_{\sigma}) = \frac{1}{N \cdot h_n} \sum_{r=1}^N \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left[-0,5 \left(\frac{n_{\sigma} - n_{\sigma r}}{h_n} \right)^2 \right], \quad (10)$$

где h_n – параметр размытости, соответствующий максимуму информационного функционала (4), имеющего, в данном случае, вид

$$\max_{h_n} J = \max_{h_n} \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln \left[\frac{1}{(N-1)h_n} \sum_{j \neq i}^{N-1} \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi}} \exp \left(-0,5 \left(\frac{n_{\sigma i} - n_{\sigma j}}{h_n} \right)^2 \right) \right] \right\}. \quad (11)$$

Имея функцию $f_n(n_{\sigma})$, квантильная (n_{σ}^{α}) оценка коэффициента запаса n_{σ} при заданной вероятности α сводится к решению численным методом относительно n_{σ}^{α} уравнения:

$$\frac{1}{N \cdot h_n \sqrt{2\pi}} \int_0^{n_{\sigma}^{\alpha}} \sum_{r=1}^N \exp \left[-0,5 \left(\frac{n_{\sigma} - n_{\sigma r}}{h_n} \right)^2 \right] dn_{\sigma} = \alpha. \quad (12)$$

В процессе мониторинга запаса прочности исследуемого трубопровода функция $f_n(n_{\sigma})$ может быть определена на основе выборки $p_i, t_i, i = \overline{1, m}$, ежедневно зафиксированных в течение различного, увеличивающегося, периода наблюдения, например, за один, два и так далее месяцев. Возникает вопрос, - при каком объеме исходной информации (длине выборки m) рассчитанные по формуле (12) значения квантильной оценки коэффициента запаса стабилизируются и насколько они отличаются по мере накопления информации. Результаты таких исследований позволят оценить эффективность методов непараметрической статистики при прогнозировании надежности работы трубопровода.

Для решения поставленной задачи воспользуемся данными ежедневного измерения внутреннего давления и температуры участка газопровода ($D_n=1420$ мм; $\delta=20$ мм; $h=10$ мм; $L=300$ мм; материал трубы – сталь 17ГС, значение коэффициента ψ рассчитано по методике [5]; выборка длиной $N=365$ допускаемых напряжений (предела прочности) $s_j, j=\overline{1, N}$ получена с помощью непараметрического датчика по усеченному слева и справа закону Грамма-Шарлье, параметры которого приняты следующими: среднее значение 570,9МПа; среднеквадратическое отклонение 19,3МПа; асимметрия 0,1480; эксцесс 0,0209; $s_{\min}=530$ МПа; $s_{\max}=600$ МПа).

Реализуем следующую расчетную схему. Используя 31 значение $p_i, t_i, i=\overline{1, 31}$, данные за первый месяц мониторинга, по формуле (2) рассчитаем выборку $\sigma_i, i=\overline{1, 31}$, на основе которой, максимизируя функционал (4), восстановим в виде (3) функцию $f_\sigma(\sigma)$ (рис.1).

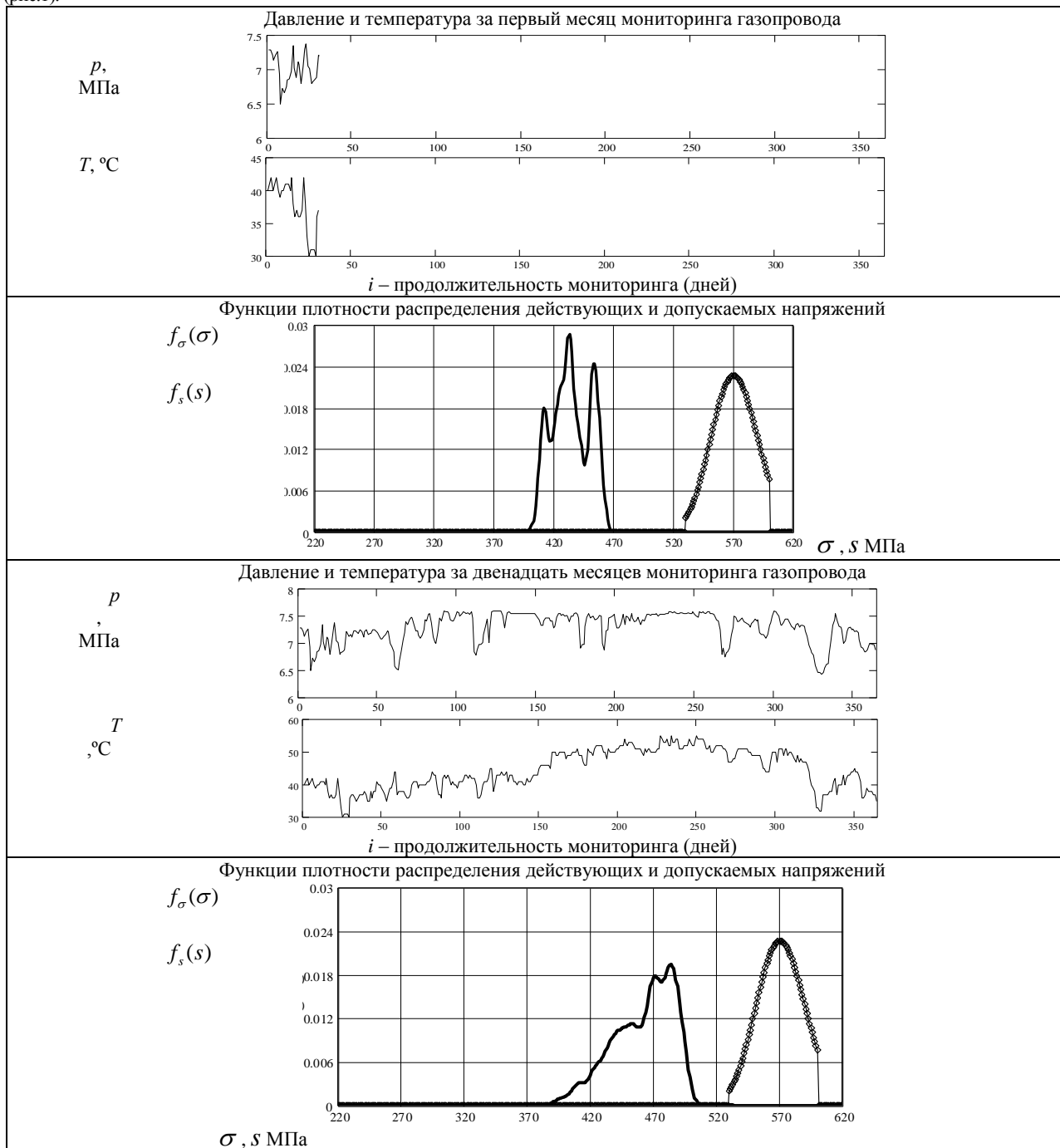
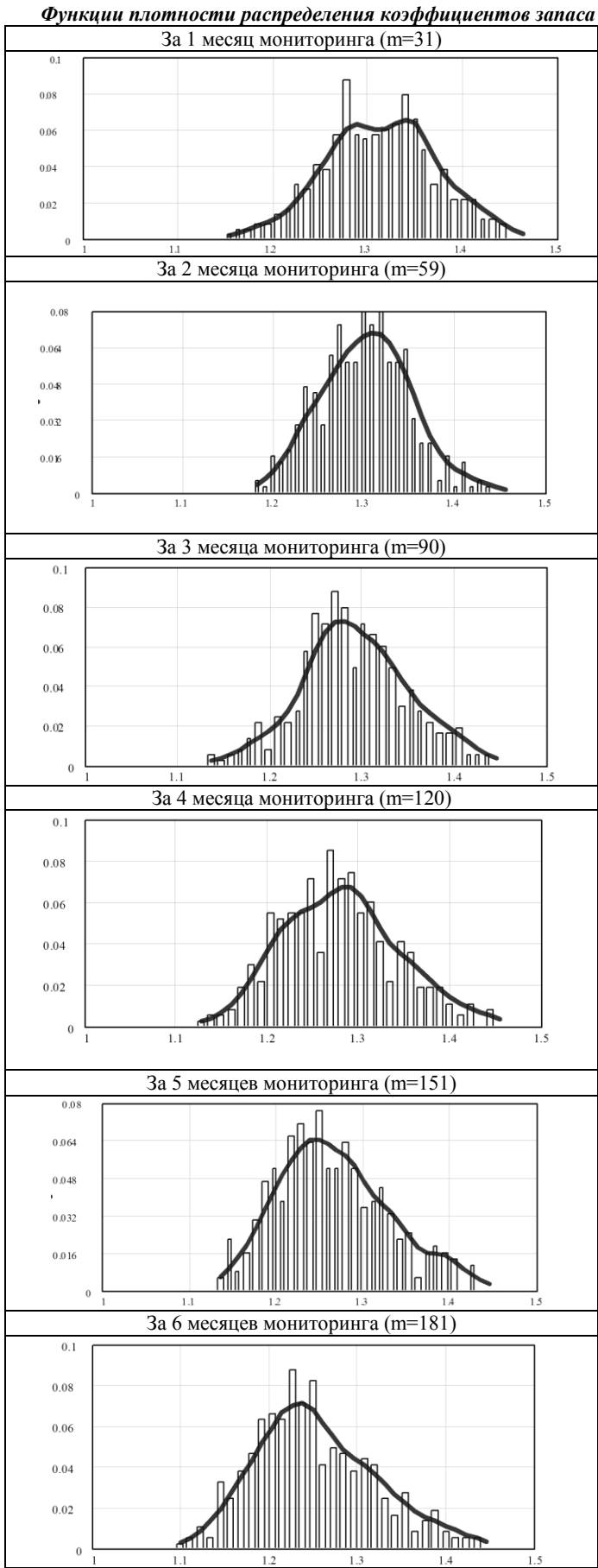


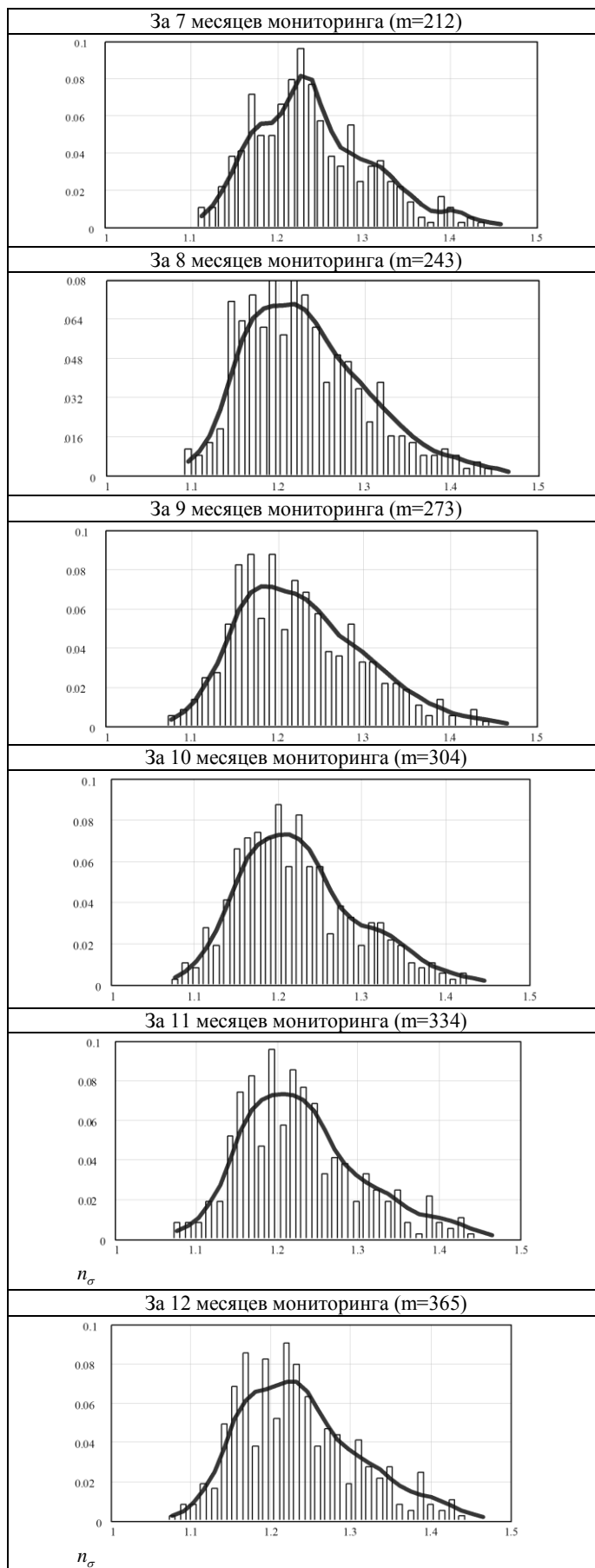
Рис. 1. Результаты расчета действующих и допускаемых напряжений

Решая 334 ($N - 31$) раза трансцендентное уравнение (8), доведем длину выборки $\sigma_i, i=\overline{1, N}$ до $N=365$, что совместно с данными предела прочности $s_j, j=\overline{1, 365}$ позволяет по зависимости (1) рассчитать выборку $n_{\sigma r}, r=\overline{1, 365}$, восстановить в форме (10) с учетом (11) функцию $f_n(n_\sigma)$ и определить по (12) значение n_σ^α . Во втором варианте расчета используем первые 59 значений

$p_i, t_i, i = \overline{1, 59}$, - данные за первый и второй месяц мониторинга. Аналогичные расчеты выполним последовательно за три, четыре, ..., 12 месяцев мониторинга. Функции $f_n(n_\sigma)$ плотности распределения коэффициента запаса прочности, полученные в процессе реализации вышерассмотренного алгоритма, представлены в таблице.

Таблица





Результаты расчета квантильных оценок коэффициента запаса n_σ^α при $\alpha = 0,05$ и $\alpha = 0,10$ отражены на рис.2.

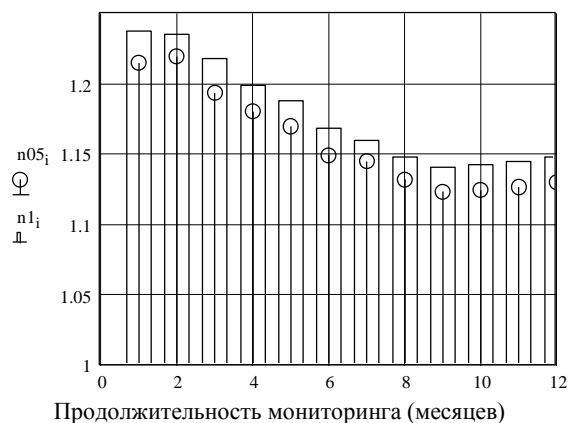


Рис. 2. Квантильные оценки n_{σ}^{α} : при $\alpha = 0,05$ (кружки) и $\alpha = 0,10$ (столбики)

Стабилизация результатов расчета квантильных оценок коэффициента запаса в данном случае наступила после использования информации в течение восьми месяцев мониторинга газопровода (см. рис. 2). При этом, после мониторинга газопровода в течение первого месяца, погрешность в прогнозных оценках квантиля коэффициента запаса прочности, снижающаяся по мере накопления информации, не превышает 8%, что свидетельствует об эффективности используемых в расчетах методов и алгоритмов непараметрической статистики.

Список литературы

1. Харионовский В. В. Надежность и ресурс конструкций газопроводов – М.: Недра, 2000. – 467 с.
2. Махутов Н. А., Пермяков В. Н. Ресурс безопасной эксплуатации сосудов и трубопроводов. – Новосибирск: Наука, 2005. – 516 с.
3. Капур К., Ламберсон Л. Надежность и проектирование систем: Пер. с англ. – М.: Мир, 1980. – 604 с.
4. Сызранцев В.Н. Расчет прочностной надежности изделий на основе методов непараметрической статистики / В. Н. Сызранцев, Я. П. Невелев, С. Л. Голофаст. – Новосибирск: Наука, 2008. – 218 с.
5. Теплинский Ю. А., Быков И. Ю. Управление эксплуатационной надежностью магистральных газопроводов. – М., 2007. – 400 с.

Сведения об авторах

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

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

Novoselov V. V., Dr. of technical sciences, Prof., Rector, Tyumen State Oil and Gas University, phone: (3452)-25-69-49; e-mail: nov@tsogu.ru

Syzrantsev V. N., Dr. of technical sciences, Prof., Chief of the Department «Machines and Equipment of oil and gas industry», Tyumen State Oil and Gas University, phone: (3452)-41-46-46, e-mail: V_Syzrantsev@mail.ru

Golofast S. L., Dr. of technical sciences, Prof. of the Department «Machines and Equipment of oil and gas industry», Tyumen State Oil and Gas University, phone: (3452)-41-46-46, e-mail: trasser@inbox.ru