УДК 621.438.622

ОЦІНЮВАННЯ НАДІЙНОСТІ ГАЗОПЕРЕКАЧУВАЛЬНИХ АГРЕГАТІВ ЗА ДИНАМІКОЮ ЗМІНИ ПАРАМЕТРА СТАНУ

В.Я. Грудз, Я.В. Грудз, М.Я. Дволітка

ІФНТУНГ; 76019, м. Івано-Франківськ, вул. Карпатська, 15,
e-mail: mykhailo.dvolitka@gmail.com

Розглядаються питання дослідження технічного стану газоперекачувальних агрегатів в умовах компресорних станцій магістральних газопроводів методами математичної статистики. Запропоновано методи прогнозування середнього залишкового ресурсу, приводяться рекомендації щодо вибору закону розподілу та функцій для апроксимації зміни параметрів технічного стану. На основі обробки статистичної інформації про показники експлуатації ГПА в умовах КС-21 Богородчани газопроводу СОЮЗ показано принцип визначення середнього ресурсу і його відхилення по кожному з агрегатів. Розрахунковими методами встановлено діапазон можливого відхилення залишкового ресурсу окремих ГПА від середнього.
Ключові слова: газоперекачувальний агрегат, надійність, коефіцієнт корисної дії, залишковий ресурс.

Рассматриваются вопросы исследования технического состояния газоперекачивающих агрегатов в условиях компрессорных станций магистральных газопроводов на основе методов математической статистики. Предлагаются методы прогнозирования среднего остаточного ресурса, приводятся рекомендации по выбору закона распределения и функций для аппроксимации изменения параметров технического состояния. По результатам обработки статистической информации о показателях эксплуатации ГПА в условиях КС-21 Богородчаны газопровода СОЮЗ показан принцип определения среднего ресурса и его отклонение по каждому из агрегатов. Расчетными методами установлен диапазон возможного отклонения остаточного ресурса отдельных ГПА от среднего.
Ключевые слова: газоперекачивающий агрегат, надежность, коэффициент полезного действия, остаточный ресурс.

The article deals with the research of the gas-compressor units technical condition in terms of compressor stations of main gas pipelines on the basis of the methods of mathematical statistics. The methods of forecasting the mean residual life are proposed. Recommendations are given on the choice of the distribution law and functions for approximation of technical condition parameters. Based on the statistical analysis of the gas-compressor unit operation in terms of KS-21 Bohorodchany UNION pipeline, the principle of defining the mean life and its deviation for each of the units is shown. The range of possible deviation of residual life from the mean value is determined on the basis of the calculation methods.
Key words: gas-compressor unit, reliability, efficiency, residual life.

Вступ

Під надійністю розуміють сукупне поняття, яке слугує для оцінки якості експлуатації технічної системи і реалізується на практиці через ряд параметрів (коефіцієнти надійності і готовності, залишковий ресурс та ін.) кожен з яких, змінюючись в часі експлуатації, характеризує певною мірою технічний стан як системи в цілому, так і окремих її елементів.

Аналіз сучасних закордонних і вітчизняних досліджень і публікацій

Наукові основи дослідження надійності і прогнозування технічного стану машин закладено в працях Міхліна В.М. [2], Мозгалевського А.В. [3], Ставровського Е.Р. и Сухарева М.Г. [4], де розглядаються системи, пов'язані з складними технічними системами. Об'єкти і специфіка трубопровідного транспорту мають певні особливості щодо зміни технічного стану системи.

В працях Сухарева М.Г. і Ставровського Е.Р. наведено методи розрахунку основних показників надійності і оцінки їх часового тренду. Міхліним В.М. закладено основи теорії прогнозування стану об’єктів – прогностики – науки, що вивчає поведінку прогнозованих систем залежно від зміни прогнозуючих параметрів. Основна задача прогнозування полягає в передбаченні поведінки системи-функції за відомої поведінки системи-аргумента у визначений час чи у визначеній ситуації. Загалом процес прогнозування стану пропонується розбивати на цикли, цикли – на етапи.

Повний цикл прогнозування складається з трьох етапів. Перший етап – ретроспектива – полягає в дослідженні прогнозованого процесу в минулому виявленні і уточненні характеристик структурних параметрів та змін цих показників. На другому етапі – діагностуванні – встановлюються початкові і допустимі значення параметрів, вимірюють їхній тренд і вибирають методи прогнозування. Третій етап – прогноз – передбачає поведінку системи в майбутньому.

На перших двох етапах зміну параметрів технічного стану машин і їх відхилення від номінальних значень слід апроксимувати деякими функціями. Від вибору цих апроксимуючих функції залежить подальша методика прогнозування її точність передбачення. Тому вибору апроксимуючих функцій необхідно приділяти особливу увагу.

У галузі трубопровідного транспорту визначальними роботами вважаються праці Бородавкіна П.П.[5]., Паршакова Б.П.[6] Однак розширення діапазону знань у даній галузі з плином часу експлуатації вимагає доопрацювання і конкретизації задач прогнозування технічного стану трубопроводів і обладнання компресорних станцій.

Висвітлення невирішених раніше частин загальної проблеми, якій присвячується дана стаття

У зв'язку зі старінням об'єктів систем транспортування газу на далекі відстані велике значення надається питанням прогнозування ресурсу газоперекачувальних агрегатів (ГПА) на компресорних станціях (КС), газопроводів і показників надійності їх експлуатації. Розширення діапазону знань у даній галузі з плином часу експлуатації вимагає доопрацювання і конкретизації задач прогнозування технічного стану обладнання.

Формулювання цілей статті

Завданням дослідження є дослідження технічного стану газоперекачувальних агрегатів в умовах компресорних станцій магістральних газопроводів методами математичної статистики. Розроблено методи прогнозування середнього залишкового ресурсу.

Виклад основного матеріалу

Тренд параметрів технічного стану газоперекачувальних агрегатів компресорної станції підпорядкований складним залежностям. З метою спрощення відхилення їх параметрів від номінальних значень зазвичай виражають з достатньою точністю простими апроксимуючими функціями. З метою розробки методів прогнозування стану елементів ГПА важливо установити вигляд апроксимуючої функції. Від її вибору залежать похибка, трудомісткість прогнозування і, в кінцевому результаті, весь процес керування показниками надійності обладнання КС [7].

Вимоги, що висуваються до математичного обґрунтування апроксимуючої функції відхилення параметра, зводяться до наступного. Функція повинна: враховувати фізичні відхилення параметра, зокрема зовнішні і внутрішні чинники, випадкову величину швидкості і характер зміни параметра, міжконтрольне напрацювання, бути зростаючою, відображати інтегральний характер відхилення параметра стану елемента залежно від напрацювання чи терміну служби; бути простою універсальною; містити невелике число коефіцієнтів для полегшення процесу прогнозування.

З аналізу чинників, що впливають на процес зміни параметрів, і вимог, пропонованих до математичного опису цього процесу. Відхилення параметра стану залежно від напрацювання або часу необхідно апроксимувати випадковою упорядкованою функцією зі зростаючими реалізаціями. Значення *s(t)* функції у фіксований момент є позитивною багатозначною величиною. Реалізацію зміни параметра можна розглядати як монотонну, не завжди зростаючу функцію в діапазоні від нуля до граничного відхилення параметра.

На основі врахування проектних, будівельно-монтажних і експлуатаційних чинників, які мають вплив на зміну параметра, можна досліджувати його відхилення в будь-який момент напрацювання як суму двох величин:

$$s(t) = c + Z\,, \tag{1}$$

де $s(t)$ — фактичне відхилення параметра (істотно позитивна неперервна випадкова величина);

c — теоретичне відхилення параметра під впливом внутрішніх, заводських чинників (істотно позитивна неперервна випадкова величина),

Z — відхилення величини «під впливом зовнішніх, експлуатаційних чинників (неперервна випадкова величина).

Випадкові величини c і Z можуть набувати того чи іншого значення, невідомого до виміру.

Величина c формує розподіл параметра у фіксовані моменти напрацювання за усередненими результатами роботи елемента, що характеризує середнє експлуатаційне навантаження; величина Z – розподіл відхилення фактичної зміни параметра від усередненої кривої.

Середні величини $s(t)$ усіх елементів, що випробовувалися, одержані за результатами першого і всіх наступних вимірів, утворять на графіку ряд експериментальних точок. Побудована за цими точками з допомогою методу найменших квадратів плавна теоретична крива виражає характер визначеного процесу зміни параметра сукупності елементів під час їх роботи з усередненим експлуатаційним навантаженням. Значення функції в тій чи іншій точці відповідає середньому значенню випадкової величини $s(t)$. Середнє відхилення експериментальної точки від теоретичної кривої буде рівним величині, що прямує до нуля за умови зростання числа випробовуваних елементів чи часу роботи одного елемента.

Замість рівняння (1) можна записати в момент t випадкову величину $u(t)$ як суму двох випадкових величин

$$s(t) = W_c f(t) + W_t^* f_1(t), \tag{2}$$

де $f(t)$ і $f_1(t)$ — детерміновані (невипадкові) функції, що характеризують залежність s і Z від напрацювання $t;$

W_c – випадкова величина, що є швидкістю зміни параметра під впливом внутрішніх чинників;

W_t^* – випадкова величина відхилення Z на одиницю зміни параметра під впливом зовнішніх чинників.

Перший доданок $W_c f(t)$ є елементарною випадковою функцією. Усі можливі реалізації цієї функції можуть бути одержані з графіка функції простою змінною масштабу осі ординат. Елементарна випадкова функція – це найбільш проста з випадкових. У ній W_c – звичайна випадкова величина і $f(t)$ – звичайна невипадкова функція.

Розвідка та розробка нафтових і газових родовищ 2016. № 3(60) ISSN 1993–9973 print ISSN 2415–332X online

Лінійна випадкова функція має вигляд

$$s(t) = W_c t + Z(t) \,. \qquad (3)$$

Функції (2) і (3) можуть характеризувати також зміну параметра конкретного елемента, тобто одну реалізацію. При цьому W_c є остійною, а $Z(t)$ – випадковою величиною в момент t. У випадку гладких чи відносно гладких зростаючих реалізацій відхилення параметра стану елемента, а також за наближеного врахування реального процесу зміни параметра доданок $Z(t)$ може дорівнювати нулю. Тоді

$$s(t) = W_c t \,. \qquad (4)$$

Просту функцію (4) будемо називати базовою. Різні варіанти випадкової функції зміни параметра одержують шляхом послідовного ускладнення цієї функції.

Коефіцієнт варіації випадкової величини, одержаної за фіксованого значення t_1 елементарної випадкової функції $W_c f(t_1)$, є величина постійна, рівна коефіцієнту варіації випадкової величини W_c.

У формулі (3) $Z(t) = W_t^* f_1(t)$ є функцією відхилення фактичних значень параметра від усередненої гладкої теоретичної кривої. При цьому W_t можна розглядати в часі як гауссівський центрований стаціонарний або нестаціонарний процес. Гауссівським він є тому, що у будь-який момент часу i значення функції є випадкова величина, що відповідає нормальному розподілу.

Математичне сподівання випадкової функції в будь-якому перетині дорівнює нулю, тому процес центрований. Стаціонарність процесу характеризується однаковим середньоквадратичним відхиленням випадкової величини в будь-якому перетині, а також залежністю кореляційної функції, тільки від різниці напрацювання (часу), що відповідає цим перетинам.

Перший доданок функції (2) строго монотонно зростає залежно від напрацювання. Цю властивість використовують з метою прогнозування.

Як уже відзначалося, характер зміни параметра елемента визначається детермінованою функцією $f(t)$. Вона може бути різною. Критерієм вибору тієї чи іншої функції (лінійної, степеневої, експонентної, многочлена n-ого степеня й ін.) є близькість значень апроксимуючої функції до фактичних реалізацій зміни параметра стану елемента. Тут недостатньо доброго погодження математичного сподівання із середньою експериментальною кривою, а необхідно також одержати рівність системи теоретичних кривих із системою реалізації. За недостатньої близькості системи теоретичних кривих одержують різке збільшення коефіцієнтів варіації зміни параметра і ресурсу елементів, що знижує ефективність прогнозування показників машин. Таким чином, як критерій апроксимації тут виступають коефіцієнти варіації. Коефіцієнт варіації ресурсу елементів більш інформативний, оскільки враховує обчислення на всьому діапазоні зміни параметра з урахуванням характеру цієї зміни. Коефіцієнт же варіації зміни параметра може локально відбивати ступінь апроксимації тільки на одній чи декількох ділянках.

Під час апроксимації функції зміни параметра враховується напрацювання деталей машини, протягом якого спостерігається короткочасне різке збільшення параметра. Однак найбільший інтерес викликає не ділянка напрацювання, а ділянка зміни параметра, близького до граничного значення, тому що тут формуються відмови елементів. Тому найбільший ступінь апроксимації бажаний у діапазоні від кінця напрацювання до досягнення параметром граничного відхилення — $s_Г$. У більшості випадків метою досягнення достатнього збігу на згаданому діапазоні теоретичних і експериментальних кривих ділянкою напрацювання можна знехтувати. Тоді характер функції зміни на ділянці напрацювання можна умовно прийняти таким, як на інших ділянках:

$$s(t) = W_c t + Z(t) + \Delta\varphi \,, \qquad (5)$$

де $\Delta\varphi$ — величина, що характеризує напрацювання елемента, чисельно дорівнює значенню ординати за $t = 0$. Він забезпечує нормальну апроксимацію відхилення параметра від кінця періоду напрацювання до моменту досягнення граничного відхилення $s_г$.

У зв'язку з відносно невеликою зміною параметра в період напрацювання порівняно з $s_г$ варіація показника $\Delta\varphi$, що є за своєю природою випадковим, виявляється величиною другого порядку, яку можна не брати до уваги. Це дає можливість розглядати показник $\Delta\varphi$ як детерміновану величину.

У випадку $Z(t) = 0$ умова існування елементарної випадкової функції зміни параметра $s(t)$ зберігається і в разі перенесення члена $\Delta\varphi$ до лівої частини виразу (5). Наприклад, лінійна апроксимація зміни параметра з ділянкою напрацювання $s(t) = W_c t + \Delta\varphi$ буде мати вигляд $s(t) = s(t) + \Delta\varphi = W_c t$, що призводить до базової функції (4).

У разі використання степеневої функції з показником зміна параметра становить

$$s(t) = W_c t^\alpha + Z(t) = \Delta\varphi \,, \qquad (6)$$

Якщо $Z = 0$, то отримаємо

$$s(t) = s_1(t) - \Delta\varphi = W_c t^\alpha \,. \qquad (7)$$

У формулі (7) W_c чисельно можна розглядати як швидкість зміни параметра за $t = 1$, зменшену в α раз. Дійсно, після диференціювання виразу (7) по t і за t=1 отримаємо $\partial s / \partial t = \alpha W_c$. За $\alpha = 1$ і $Z(t) = 0$ апроксимуючий вираз представляється елементарною випадковою лінійною функцією. У цьому випадку швидкість зміни параметра для конкретного елемента протягом терміну служби є постійною. За $\alpha > 1$ і $0 < \alpha < 1$ елементи мають відповідно неперервні строго монотонно зростаючу й спадаючу швидкості зміни параметра стану елемента. Крива відхилення параметра в першому випадку буде увігнутою, у другому – опуклою. Неважко помітити, що степенева функція зміни параметра має достатню універсальність. Коефіцієнтів у цієї функції небагато, усі вони мають чіткий фізичний зміст. Тому функцію зручно використовувати для практичного прогнозування.

Досягнення параметром граничної величини зумовлює відмову елемента. Щільність розподілу напрацювання до відмови визначають на основі теореми перетворення випадкових величин. Наприклад, у базовій функції $s(t) = W_c t$ член W_c – випадкова величина зі щільністю розподілу $\psi_0(W_c)$. Ресурс елемента, що має швидкість відхилення параметра W_c, виражається прямою функцією

$$t = s_г / W_c. \quad (8)$$

Тоді щільність розподілу ресурсу за фіксованого граничного відхилення $s_г$ знаходять як функцію випадкового аргументу

$$\psi(t) = \psi_0[R(t)]R'(t), \quad (9)$$

де $R(t)$ — зворотна функція $W_c = s_г/t;$
$R'(t)$ — похідна цієї функції по t.

За нормального розподілу

$$\psi(t) = \frac{s_г}{\sigma_w t^{\alpha+1}\sqrt{2\pi}} exp\left[-\frac{(s_г/t^{\alpha} - m_w)^2}{2\sigma_w{}^2}\right], 10)$$

де m_w, σ_w — математичне очікування і середньоквадратична похибка.

За розподілу Вейбулла

$$\psi(t) = \frac{bK_b s_г}{m_w^b t^{\alpha+1}}\left(\frac{s_г}{t^{\alpha}}\right)^{b-1} exp\left[-\frac{K_b s_г}{m_w t^{\alpha}}\right], \quad (11)$$

де K_b – значення гама-функції з параметром b

$$K_b = \Gamma(1/b + 1).$$

Функція розподілу ресурсу в останньому випадку може бути отримана в результаті інтегрування (11) в межах від 0 до t і матиме вигляд

$$F(t) = exp\left[-\frac{K_b s_г}{m_w^b t^{\alpha}}\right]. \quad (12)$$

Після нескладних перетворень для середнього ресурсу отримаємо

$$T_{ср} = \left(\frac{K_b s_г}{m_w}\right)^{1/\alpha} \Gamma(1 - 1/\alpha b). \quad (13)$$

У простому випадку з урахуванням виразу (2) член $Z(t)$ з рівняння (7) можна записати так:

$$Z(t) = W_t^*(W_c t^{\alpha}). \quad (14)$$

Під час прогнозування за середньою статистичною змінною параметра сукупності однойменних елементів W_c і W_t^* є випадковими незалежними величинами в момент часу t . Під час прогнозування за реалізацією зміни параметра W_cконкретного елемента вони являють собою постійну величину для цього елемента, а W_t^* – випадкову. На відміну від величини W_c постійної для конкретного елемента, W_t^* може приймати різні значення, змінюючись з часом. Тому за $W_t^* = 0$ реалізації зміни параметра мають вигляд негладких ламаних кривих.

З урахуванням рівняння (14) функція (7) має вигляд

$$s(t) = W_c t^{\alpha} + W_t^*(W_c t^{\alpha}) = W_t^*(1 + W_t^*)t^{\alpha}. (15)$$

За експонентної функції зміни параметра

$$s_1(t) = \alpha \exp(W_c t) - \Delta\varphi. \quad (16)$$

Після логарифмування вираз (16)

$$\ln[s_1(t) + \Delta\varphi] = \ln \alpha + W_c t. \quad (17)$$

У такому перетвореному вигляді W_c буде характеризувати випадкову швидкість зміни параметра, а $\ln \alpha$ — показник зміни параметра в період напрацювання. Щільність розподілу ресурсу елемента у випадку нормального розподілу величини W_c становить

$$\psi(t) = \frac{\ln(s_г/\alpha)}{\sigma_w t^2\sqrt{2\pi}} exp\left[\frac{(\ln(s_г/\alpha)/t - m_w)^2}{2\sigma_w{}^2}\right]. (18)$$

За аналогією запропоновано визначати і інші апроксимуючі відхилення параметра функції і виводити оцінки ресурсу елемента. Однак застосування різних апроксимуючих функцій має поряд із вказаними перевагами (підвищення точності апроксимації і прогнозу) серйозний недолік. Кожна функція вимагає своїх методів обчислення, прогнозування стану машин, застосування відповідних формул, таблиць і номограм, що різко ускладнює процес прогнозування.

Тому після вибору і обчислення коефіцієнтів будь-якого апроксимуючого виразу його слід перетворити у визначену функцію, для якої розробляється апарат прогнозування. Це єдиний шлях використання широкого класу апроксимуючих виразів за відносно негроміздкого математичного забезпечення прогнозування.

Апробація запропонованого методу прогнозування ресурсу ГПА проводилась для умов компресорної станції Богородчани №21 газопроводу СОЮЗ, на якій встановлено 7 газоперекачувальних агрегатів типу ГТК-10 І в рамках комплексного багатофакторного експерименту, що проводився на об'єктах УМГ Прикарпаттрансгаз протягом 1998 – 2012 рр.

Для кожного з встановлених ГПА визначався коефіцієнт корисної дії (ККД) як відношення корисної потужності газотурбінної установки (ГТУ) до величини підведеної питомої енергії. Корисна потужність ГТУ визначалася величиною потужності, яку споживав відцентровий нагнітач, а підведена питома енергія – витратою та енергоємністю паливного газу. Розрахунки ККД проводилися для різних значень напрацювання агрегату. Результати наведено у вигляді графіків на рисунку 1.

Як очікувалося, залежності ККД від напрацювання ГПА мають падаючий характер. Для умов застосування методу прогнозування ресурсу агрегату функціональна крива повинна мати зростаючий характер, в зв'язку з чим було запропоновано досліджувати динаміку зміни втрат енергії ε в залежності від напрацювання, яка пов'язана з ККД η залежністю

$$\varepsilon = 1 - \eta. \quad (19)$$

За даними зміни ККД в залежності від напрацювання будувалися аналогічні криві для зміни втрат енергії, і на основі їх статистичного опрацювання будувалася середня крива енерговитрат в залежності від напрацювання на основі статистичних даних, обробка яких методом найменших квадратів дала змогу отримати апроксимуючу криву (рисунок 2).

Зміна середньої кривої параметра, що визначається, в часі буде мати вигляд функції

$$S = s(\alpha_1, \alpha_2 \ldots \alpha_n, t), \quad (20)$$

ISSN 1993–9973 print
ISSN 2415–332X online

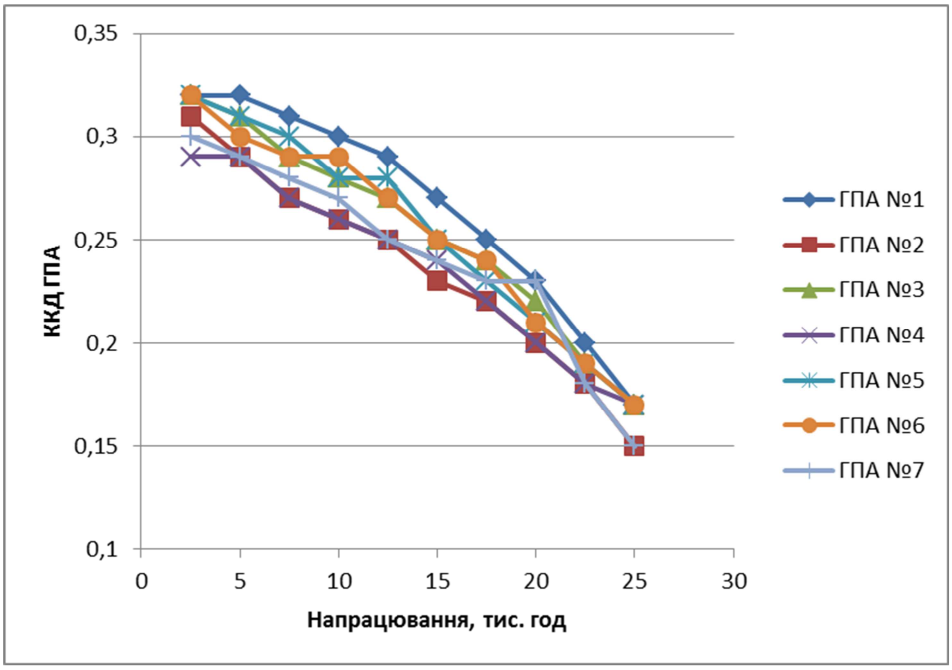

Рисунок 1 – Залежність ККД газоперекачувальних агрегатів від напрацювання

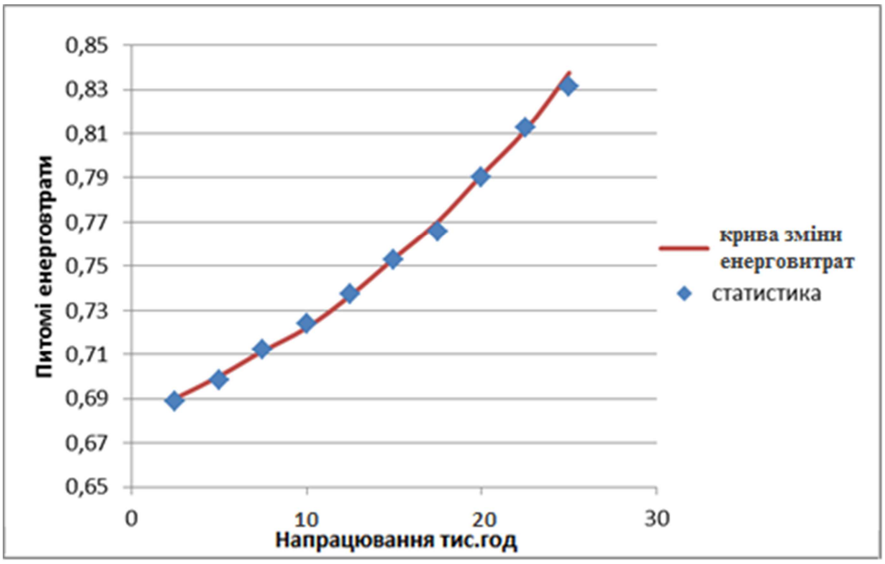

Рисунок 2 – Середньостатистична залежність втрат енергії від напрацювання

де $\alpha_1, \alpha_2 \dots . \alpha_n$ – коефіцієнти, які набувають різних значень для кожного окремого агрегату;

t – напрацювання.

Критичне значення напрацювання пропонується визначити наступним чином. Для кожного агрегату встановлено критичне значення кожного параметру або заводом-виготовлювачем (фірмою), або досвідом експлуатації. Це значить, що кожен параметр має своє допустиме значення, яке визначає безпечну роботу агрегата. Із заданого значення $s_{\text{кр}}$ для кожного агрегату визначається критичне значення напрацювання $T_{\text{КР}}$, тобто час, після якого необхідно замінити елементи, що вийшли з ладу. Для m різних агрегатів матимемо послідовність $T_{\text{КР}_1}, T_{\text{КР}_2} \dots T_{\text{КР}_m}$.

Очевидно, що напрацювання, яке відповідає середньому критичному значенню $s_{\text{КР}_{\text{ср}}}$ для середньої кривої, знаходиться в межах $T_{\text{КР}_1} < T_{\text{КР}_{\text{ср}}} < T_{\text{КР}_m}$.

Для конкретного поняття про критичне значення параметра, що визначається, запишемо $s_{\text{КР\_ГПА}}$ замість $s_{\text{КР}_{\text{ср}}}$ і $T_{\text{КР}}$ замість $T_{\text{КР}_{\text{ср}}}$. Припустимо, що з функції $s(\alpha_1, \alpha_2 \dots \alpha_n, t)$ визначалася величина $T_{\text{КР}}$. Тоді

$$s(\alpha_1, \alpha_2 \dots \alpha_n, t) = s_{\text{КР\_ГПА}}\ (\alpha_1, \alpha_2 \dots \alpha_n, T_{\text{КР}}). \quad (21)$$

В такому випадку виникає питання про точність визначення $T_{\text{КР}}$. Досвід експлуатації показує, що між розрахунковим значенням $T_{\text{КР}}$ і його статистичним оцінками існує певне відхилення, яке називають похибкою розрахунків, яку можна визначити наступним чином. Нехай

Рисунок 3 – Розподіл залишкового ресурсу між агрегатами

для m агрегатів із загальної кількості M, на базі яких проводилися дослідження, до моменту часу τ було прогнозовано очікуване значення залишкового ресурсу Δt, тобто $T_{\text{КР}} - \tau = \Delta t$. Для m працюючих агрегатів матимемо $\Delta t_1, \Delta t_2 \dots \Delta t_m$, тобто $T_{\text{КР}_m} - \tau = \Delta t_m$. Тоді середня похибка розрахунку критичного значення напрацювання

$$\varepsilon(\tau, t) = \frac{1}{m}\sum_1^m |\Delta t_i - \Delta t|. \qquad (22)$$

Використавши середньостатистичну залежність втрат енергії від напрацювання, отримане рівняння для її апроксимації степеневою функцією виду

$$\varepsilon = 0{,}6274 + 0{,}0017195 t^{1{,}386}. \qquad (23)$$

Інші види розподілу ресурсу виявилися менш придатними за критерієм мінімальної середньоквадратичного відхилення, яке визначалося з рівняння

$$\sigma_c = \sqrt{\left(\frac{K_b s_\text{г}}{m_w}\right)^{2/\alpha} \Gamma(1 - 2\alpha b) - T_{\text{ср}}^2}. \qquad (24)$$

Це дозволило на основі (13) за умови прийняття гіпотези про розподіл Вейбулла розрахувати середній залишковий ресурс для агрегатів компресорного цеху КС №21, який склав 27,8 тис. годин. На основі запропонованої методики визначені залишкові ресурси окремих газоперекачувальних агрегатів, які у вигляді гістограми зображено на рисунку 3.

Висновки. У результаті проведених аналітичних і статистичних досліджень встановлено, що функція розподілу залишкового ресурсу газоперекачувальних агрегатів в умовах компресорної станції найбільш адекватно описується законом розподілу Вейбулла. Це дозволило запропонувати методику оцінки середнього залишкового ресурсу ГПА для КС загалом і окремих її агрегатів. Розрахунки показують, що за рахунок різних умов експлуатації відхилення залишкового ресурсу окремих ГПА від середнього може складати 6,3 – 6,9% .

Література

1. Грудз В.Я. Обслуговування і ремонт газопроводів: монографія / В.Я.Грудз, Д.Ф.Тимків, В.Б.Михалків, В.В.Костів. – Івано-Франківськ: Лілея-НВ, 2009. – 711 с.
2. Михлин В.М. Управление надежностью сельскохозяйственной техники / В.М. Михлин. – М.: Колос, 1994. – 335 с.
3. Мозгалевский А.В. Техническая діагностика / А.В. Мозгалевский, Д.В. Гаспаров. – М.: Высшая школа, 1975. – 495 с.
4. Ставровский Е.Р. Методы расчета надежности магистральных газопроводов / Е.Р. Ставровский, М.Г. Сухарев, Н.М. Карасевич. – Новосибирск: Наука, 1982. – 92 с.
5. Бородавкин П.П. Трубопроводы в сложных условиях / П.П. Бородавкин, В.Я Таран. – М.: Недра, 1968. – 346 с.
6. Поршаков Б.П. Газотурбинные установки для транспорта газа / Б.П. Поршаков. – М.: Недра, 1982. – 321 с.
7. Багнюк А.З. Прогнозування технічного стану і показників надійності обладнання компресорних станцій / А.З. Багнюк, В.Я. Грудз, О.Т. Мартинюк та ін. // Розвідка та розробка нафтових і газових родовищ. – 2014. – №4(12). – С.73-76.

Стаття надійшла до редакційної колегії 25.08.16

*Рекомендована до друку професором **Тарком Я.Б.** (ІФНТУНГ, м. Івано-Франківськ) д-р техн. наук **Говдяком Р.М.** (ТзОВ «ІК Машекспорт», м. Київ)*