

## ІДЕНТИФІКАЦІЯ МОМЕНТУ ЗМІНИ ВІБРАЦІЙНОГО СТАНУ ГАЗОПЕРЕКАЧУВАЛЬНИХ АГРЕГАТІВ ПРИРОДНОГО ГАЗУ

<sup>1</sup>М.І.Горбійчук, <sup>1</sup>С.Т.Самуляк, <sup>2</sup>І.В.Щупак

<sup>1</sup>ІФНТУНГ, 76019, м. Івано-Франківськ, вул. Карпатська, 15, тел. (0342) 504521  
e-mail: gorb@nung.edu.ua, scipion.st@gmail.com

<sup>2</sup>ДП "Укрметртестстандарт", 03680, м. Київ, вул. Метрологічна, 4, тел. (8044)1265389,  
e-mail: shchupak@gmail.com

Запропоновано метод визначення технічного стану газоперекачувального агрегату шляхом визначення моментів зміни рівнів віброшвидкостей і вібропереміщень його компонентів. Використання такого підходу дає змогу в процесі експлуатації агрегату виявити зміни сигналів вібродавачів і зробити висновки про стан газоперекачувального агрегату в даний момент часу.

Ключові слова: технічний стан, газоперекачувальний агрегат, відцентровий нагнітач, віброшвидкість, вібропереміщення.

Предложен метод определения технического состояния газоперекачивающего агрегата путём определения моментов изменения уровней виброскоростей и виброперемещений его компонентов. Использование такого подхода позволяет определить изменения сигналов вибродатчиков в процессе эксплуатации агрегата и сделать выводы о состоянии газоперекачивающего агрегата на данный момент.

Ключевые слова: техническое состояние, газоперекачивающий агрегат, центробежный нагнетатель, виброскорость, виброперемещение.

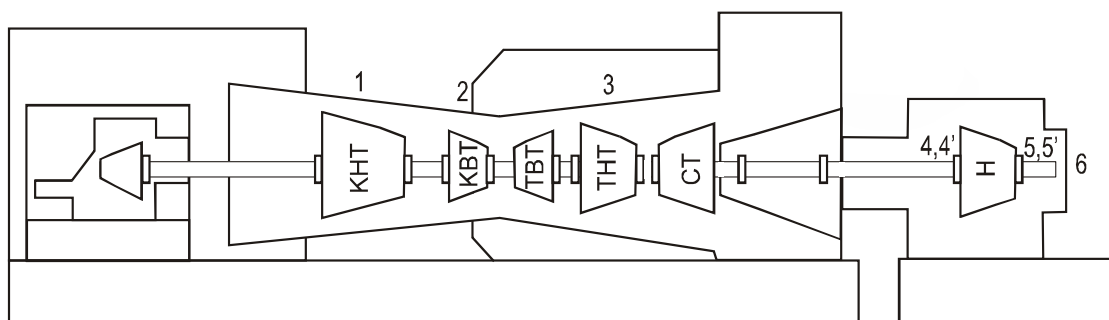
A method for determining the technical condition of a gas pumping unit by determining the moments of change of vibration speeds and vibration shifts of its components, is proposed. The usage of such an approach gives an ability to define the changes of a vibration sensor signals and to draw conclusions about the gas pumping unit's condition during its operation at a present time.

Keywords: technical condition, gas pumping unit, centrifugal blower, vibration speed, vibration shift.

Під час роботи газоперекачувального агрегату (ГПА) всі його вузли і деталі здійснюють вимушені і резонансні коливання механічного і аеродинамічного походження, що викликає так звану вібрацію газотурбінного привода та відцентрового нагнітача. Залежно від конструктивного виконання ГПА, складання і монтажу, умов експлуатації, вібрація елементів установки може бути різною. В деяких випадках вібрація може набути такої сили, що оператор вимушений буде здійснити зупинку агрегату. Крім того, підвищена вібрація може призвести до швидкого спрацювання і руйнування вузлів ГПА, у першу чергу тих, що найбільшою мірою схильні до вібрації (лопаті, підшипники, вузли кріплення корпусу ГПА тощо).

Терміни і методика вібраційного обстеження ГПА регламентується низкою нормативних документів і ДСТУ [1-4], у відповідності з якими стан ГПА визначається за середньоквадратичним відхиленням віброшвидкості переміщення окремих вузлів агрегату (рис. 1). Обстеження агрегатів здійснюється у планові терміни, тому поза увагою залишаються питання визначення моментів зміни рівнів віброшвидкостей і вібропереміщень у будь-який момент часу  $t$ . Вирішення цього завдання дає змогу у ході експлуатації агрегату виявити зміни сигналів вібродавачів і зробити висновки про стан ГПА у даний момент часу.

Поставлена задача стосується більш широкого класу задач, які відомі як задачі про розлад.



1 – фланець корпусу КНТ; 2 – фланець корпусу КВТ; 3 – фланець корпусу ТГТ,  
4,4' – передній опорний підшипник ВЦН; 5,5' – задній опорний підшипник ВЦН.

Рисунок 1 – Точки підключення приладів для вібраційного контролю

В задачах про розлад в деякий момент часу (неперервного чи дискретного) змінюються статистичні характеристики випадкової послідовності (неперервного процесу); тому необхідно, використовуючи результати спостережень за цією послідовністю, виявити момент зміни властивостей випадкової послідовності.

Розв'язок задач про розлад базується на двох різних підходах.

За першим з них припускають, що статистичні характеристики до і після моменту зміни властивостей випадкової послідовності відомі. На практиці одержання такої інформації пов'язано зі значними труднощами. Крім того, така інформація безперечно є неточною, і тому алгоритми, які ґрунтуються на її використанні, потребують спеціального аналізу чутливості.

Другий напрямок передбачає розробку таких алгоритмів розладу, в яких використовується мінімальна інформація (наприклад, математичне сподівання, дисперсія), і які потребують для свого застосування лише порівняно невеликого попереднього дослідження.

Будемо розглядати дискретний випадковий стаціонарний процес, зумовлений вимірюванням (обчисленням) величини  $V$  (наприклад, віброшвидкості)

$$z_k = \frac{V_k - m}{\sigma}, \quad (1)$$

де:  $m = M[V_k]$  – математичне сподівання;

$\sigma^2 = M[(V_k - m)^2]$  – дисперсія випадкової величини  $V_k$ .

Числову послідовність  $v_k$  доцільно розглядати як реакцію деякого формуючого фільтра на послідовність незалежних імпульсів  $\eta_k$ , які мають нормальний розподіл з нульовим математичним сподіванням і дисперсією  $\sigma_\eta^2$ . Як відомо, така послідовність випадкових незалежних величин  $\eta_k, \eta_k - 1, \eta_k - 2, \dots$  має назву дискретного білого шуму.

Формуючий фільтр породжує дискретний випадковий процес [5]

$$z_k = \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i z_{k-i} + \eta_k, \quad k = 1, 2, \dots \quad (2)$$

Подання випадкового процесу у формі (2) не має практичного значення, оскільки наведений ряд вміщує необмежене число параметрів  $\alpha_i$ . Тому для практичного опису реальних випадкових процесів застосовують ряди, коли перші  $p$  значення величин  $\alpha_i$  не нульові

$$z_k = \sum_{i=1}^p \alpha_i z_{k-i} + \eta_k. \quad (3)$$

Перехід до розмірної послідовності  $V_k$  здійснюється у відповідності з формулою  $v_k = z_k \sigma$ , де  $v_k = V_k - m$  – центроване значення випадкового процесу  $V_k$ . Тоді ряд (3) набуває вигляду:

$$v_k = \sum_{i=1}^p \alpha_i v_{k-i} + e_k, \quad (4)$$

де  $e_k = \eta_k \sigma$ ,  $\sigma_e^2 = \sigma_\eta^2 \sigma^2$  – виражає взаємозв'язок між дисперсіями  $\sigma^2$  і  $\sigma_e^2$ .

Нехай математична модель випадкового процесу  $v_k$  подана рівнянням (4), яке, з врахуванням значення  $V_k$ , подамо у такому вигляді:

$$V_k - m = \sum_{i=1}^p \alpha_i (V_{k-i} - m) + e_k. \quad (5)$$

На кожному кроці вимірювання (обчислення) величини  $V_k$  будемо обчислювати величину [6]

$$g_k = \frac{1}{\sigma_{e,1}^2} \left[ V_k - m^{(1)} - \sum_{i=1}^p \alpha_i^{(1)} (V_{k-i} - m^{(1)}) \right]^2, \quad (6)$$

де індекс “1” стосується параметрів моделі (5) до моменту початку розладження.

До тих пір, поки розладження не настало, послідовність  $\{g_k\}$  на кожному кроці спостережень співпадає з послідовністю  $\left\{ \frac{1}{\sigma_{e,1}^2} e_k^{(1)} \right\}$ , і,

відповідно,  $M[g_k] = \frac{1}{\sigma_{e,1}^2} M[e_k^{(1)}]$  при  $k < k_0$ , де  $k_0$  – момент, коли відбулося розладження.

Нехай у процесі спостереження за сигналом  $V_k$  в момент часу  $k_0$  відбулося розладження. Тоді дискретний випадковий процес  $V_k$ , залишаючись стаціонарним, змінить свої параметри  $\alpha_i, i = \overline{1, p}; m$  і  $\sigma$ , які тепер вже невідомі. Тобто для  $k > k_0$  будемо мати

$$V_k - m^{(2)} = \sum_{i=1}^p \alpha_i^{(2)} (V_{k-i} - m^{(2)}) + e_k^{(2)}, \quad (7)$$

де індекс “2” стосується параметрів моделі (7) після розладження.

Величину  $V_k$  вилучимо із рівняння (7) і підставимо її в (6). В результаті отримаємо

$$g_k = \frac{1}{\sigma_{e,1}^2} \left( \Delta m + e_k^{(2)} + \sum_{i=1}^p \left( \alpha_i^{(2)} (V_{k-i} - m^{(2)}) - \alpha_i^{(1)} (V_{k-i} - m^{(1)}) \right) \right)^2. \quad (8)$$

Після нескладних алгебраїчних перетворень будемо мати

$$g_k = \frac{1}{\sigma_{e,1}^2} \left( \left( 1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i^{(1)} \right) \Delta m + \sum_{i=1}^p \alpha_i^{(2)} (V_{k-i} - m^{(2)}) + e_k^{(2)} \right)^2. \quad (9)$$

Замість величини  $g_k$  зручніше обчислювати її центроване значення  $g_k - 1$ , для якого

$M[g_k - 1] = 0$  при  $k < k_0$ .

Обчислимо  $M[g_k - 1]$  для  $k > k_0$ . У відповідності з рівнянням (9) маємо

$$S_M = \frac{1}{\sigma_{e,1}^2} \left( \left( 1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i^{(1)} \right)^2 \Delta m^2 + \sigma_{e,2}^2 + \sum_{i=1}^p a_i^2 (\sigma^{(2)})^2 + \sum_{i,j \leq 1, i \neq j}^p a_i a_j R_{i-j}^{(2)} \right) - 1, \quad (10)$$

де:  $S_M = M[g_k - 1]$ ;

$$R_{i-j}^{(2)} = M \left[ (V_{k-i} - m^{(2)}) (V_{k-j} - m^{(2)}) \right].$$

Одночасно з послідовністю  $\{g_k\}$  на кожному кроці вимірювань  $V_k$  будемо обчислювати чергове значення послідовності [6]

$$G_k = \sum_{i=1}^k (g_i - 1) / ((\mu_4 - 1)k)^{1/2}, \quad (11)$$

де  $\mu_4$  – четвертий центральний момент розподілу.

$$\text{Оскільки } M[G_k] = \frac{1}{\sqrt{(\mu_4 - 1)K}} \sum_{i=1}^k M[g_i - 1],$$

то до моменту часу  $k_0$ , поки не наступило розладження,  $M[g_i - 1] = 0$  і  $M[G_k] = 0$ .

Нехай в момент часу  $k_0$  відбулося розладження випадкового процесу. Тоді до моменту часу  $k_0$ ,  $\sum_{i=1}^k \frac{M[g_i - 1]}{\sqrt{(\mu_4 - 1)k}} = 0$ ; після того як відбулося розладження

$$M[G_k] = \frac{S_M (k - k_0)}{\sqrt{(\mu_4 - 1)k}}. \quad (12)$$

Із рівняння (10) випливає, що в залежності від співвідношення між величинами  $m^{(1)}$ ,

$m^{(2)}$ ,  $\alpha_i^{(1)}$ ,  $\alpha_i^{(2)}$ ,  $\sigma_{e,1}^2$ ,  $\sigma_{e,2}^2$ ,  $(\sigma^{(1)})^2$  і  $(\sigma^{(2)})^2$   $S_M$  набуде додатного чи від'ємного значення.

Таким чином, до моменту часу  $k_0$   $G_k$  коливається біля середнього значення; після того як відбулося розладження ( $k > k_0$ ), послідовність  $|G_k|$  в середньому зростає з плином часу.

Враховуючи цю властивість функції  $G_k$ , для виявлення моменту розладження застосуємо процедуру порівняння на кожному кроці вимірювань (обчислень) значення  $G_k$  з деяким кроком  $\Delta$ . За оцінку моменту  $k_0$  розладження береться величина  $k_1$ , для якої виконується умова

$$|G_k| \geq \Delta. \quad (13)$$

Отже, для реалізації алгоритму (11) необхідна інформація про математичне сподівання  $m^{(1)}$  і дисперсією  $\sigma_{e,1}^2$  випадкових послідовностей  $V_k$  і  $e_k$ . Оскільки дисперсія  $\sigma_{e,1}^2$  виража-

ється через  $\sigma^2$  і ординати кореляційної функції  $R_i$  [6], то для обчислення послідовності  $G_k$  необхідно апріорі обчислити  $m^{(1)}$ ,  $\sigma^{(1)}$ ;  $\alpha_i^{(1)}$ ,  $R_i^{(1)}$ ,  $i = \overline{1, p}$ .

Рівняння (11) подамо в рекурентній формі

$$G_k = \sqrt{1 - \frac{1}{K} G_{k-1} + \frac{(g_k - 1)}{\sqrt{(\mu_4 - 1)k}}}. \quad (14)$$

Алгоритм виявлення розладження, в основі якого лежить рекурентне співвідношення (14), має назву G-алгоритму [6].

G-алгоритм виявлення моменту розладження можна значно спростити (з точки зору необхідного обсягу апріорної інформації), якщо припустити, що перешкода  $v_k$  є білим дискретним шумом з нульовим математичним сподіванням, дисперсією  $\sigma^2$  і підпорядкована нормальному закону розподілу.

Як і раніше, будемо обчислювати функцію

$$g_k = \frac{1}{\sigma^2} (V_k - m)^2, \quad (15)$$

де  $\sigma^2 = M[(V_k - m)^2]$  – дисперсія дискретного білого шуму  $v_k$ .

До моменту розладження послідовність  $\{g_k\}$  на кожному кроці спостережень співпадає

з послідовністю  $\left\{ \frac{1}{(\sigma^{(1)})^2} (v_k^{(1)})^2 \right\}$ . Тому

$M[g_k] = 1$  при  $k < k_0$ .

Нехай в момент часу  $k_0$  відбулося розладження. Тоді рівняння (15) з врахуванням того, що  $V_k = m + v_k$ , набуде такого вигляду:

$$g_k = \frac{1}{(\sigma^{(1)})^2} (\Delta m + v_k^{(2)})^2, \quad (16)$$

де  $\Delta m = m^{(2)} - m^{(1)}$ .

Математичне сподівання випадкової послідовності буде

$$M[g_k] = \left( \Delta m^2 + (\sigma^{(2)})^2 \right) / (\sigma^{(1)})^2 \text{ при } k > k_0.$$

Центруючи послідовність  $g_k$ , матимемо  $M[g_k - 1] = 0$  при  $k < k_0$ . Як і раніше, одночасно з послідовністю  $\{g_k\}$  на кожному кроці спостережень (обчислень) будемо обчислювати  $G_k$  за формулою (11). До моменту часу  $k < k_0$   $M[G_k] = 0$ , а коли  $k > k_0$ , значення  $M[G_k]$  визначається співвідношенням (12), в якому

$$S_M = \frac{\Delta m^2}{(\sigma^{(1)})^2} + \left( \frac{\sigma^{(2)}}{\sigma^{(1)}} \right)^2 - 1. \quad (17)$$

У цьому випадку для реалізації алгоритму виявлення моменту розладження потрібний значно менший обсяг апріорної інформації, що робить спосіб обчислення  $G_k$  на основі співвідношення (16) значно простішим.

У виразі (11) для обчислення  $G_k$  множник  $((\mu_4 - 1)k)^{1/2}$  введений для того, щоб нормалізувати дисперсію випадкової послідовності  $v_k$ .

Для реалізації алгоритму (14) необхідно визначити ширину порогу  $\Delta$ , перевищення якого згідно умови (13), призводить до виявлення моменту розладження випадкової послідовності  $V_k$ .

Оскільки  $G_k$  випадкові величини, які мають певний закон розподілу, то задача визначення  $\Delta$  зводиться до задачі попадання випадкового значення  $G_k$  у визначений момент часу  $k < k_0$  на задану ділянку.

Для нашого випадку ця задача формулюється в такий спосіб [6].

Для кожного моменту часу  $k < k_0$  знайти такий відрізок  $[\Delta_1, \Delta_2]$ , щоб випадкова величина  $G_k$  з заданою ймовірністю знаходилась всередині цього відрізка. Ймовірність  $P_\Delta$  знаходження  $G_k$  в заданому інтервалі  $[\Delta_1, \Delta_2]$  повинна, природно, бути досить високою, щоб подія  $|G_k| \geq \Delta$  для моментів часу  $k < k_0$  була практично неможливою. Величину  $\Delta$  виберемо із умови

$$\Delta = \begin{cases} \Delta_1 \text{ при } G_k < 0, \\ \Delta_2 \text{ при } G_k > 0. \end{cases} \quad (18)$$

Для обчислення інтервалу  $[\Delta_1, \Delta_2]$  використаємо формулу [7]

$$P_\Delta(\Delta_1 < G < \Delta_2) = P(\Delta_2) - P(\Delta_1), \quad (19)$$

де  $P(G)$  – функція розподілу величини  $G_k$ .

Якщо відома густина розподілу  $p(G)$  величини  $G_k$  для кожного фіксованого  $k$ , то

$$P(G) = \int_{-\infty}^G p(x) dx. \quad (20)$$

Якщо врахувати те, що випадкова величина  $v_k$  має нормальний закон розподілу з параметрами  $m_v = 0$ ,  $\sigma_v^2 = \sigma^2$ , і  $G_k$  функціонально пов'язана з  $v_k$  співвідношенням (11) і (15), то  $p(G)$  буде виражатись такою формулою [6]:

$$p(G) = C_k a_k e^{-(Ga_k + k)/2} (Ga_k + k)^{k/2 - 1}, \quad (21)$$

де:  $C_k = \frac{1}{2^{k/2} \Gamma(k/2)}$ ;  $\Gamma(k/2)$  – гама-функція;

$$a_k = ((\mu_4 - 1)k)^{1/2}.$$

Обчислимо параметри закону розподілу  $p(G)$ , математичне сподівання та дисперсію  $\sigma_G^2$ . Для цього скористаємося співвідношенням між центральними моментами  $-\mu_1 = m_G$ ,

$\mu_2 = \sigma_G^2$  і семиінваріантами, які при відомій характеристичній функції обчислити значно простіше, ніж безпосередньо знаходити  $m_G$  і  $\sigma_G^2$ .

Семиінваріант порядку  $r$  обчислюється за формулою [8]

$$H_r = (-j)^r \left. \frac{d^r}{dt^r} \ln g_G(t) \right|_{t=0}. \quad (22)$$

Враховуючи значення  $g_G(t)$ , яке виражається формулою [6]

$$g_G(t) = \frac{e^{-jK/a_k}}{(1 - 2jt/a_k)^{k/2}},$$

отримуємо

$$H_1 = \left. \frac{K}{a_k} \left( 1 - \frac{1}{1 - 2jt/a_k} \right) \right|_{t=0} = 0,$$

$$H_2 = \left. \frac{2k}{a_k^2} \cdot \frac{1}{(1 - 2jt/a_k)^2} \right|_{t=0} = \frac{2k}{a_k^2},$$

де  $j$  – уявна одиниця.

Оскільки [8]  $\mu_1 = H_1$  і  $\mu_2 = H_2$ , то

$$m_G = 0, \quad \sigma_G^2 = \frac{2k}{a_k^2}.$$

Для нормально розподілених величин  $v_k/\sigma$  з нульовим математичним сподіванням і одиничною дисперсією  $\mu_4 = 3$  і

$$a_k = ((\mu_4 - 1)k)^{1/2} = (2k)^{1/2}.$$

Отже,  $\sigma_G^2 = 1$ .

Таким чином, випадкові величини  $G_k$  розподілені за законом, який визначається виразом (21) з параметрами  $m_G = 0$  і  $\sigma_G^2 = 1$ .

Враховуючи область визначення аргументу  $G$  функції  $p(G)$  ( $-k/a_k < G < \infty$ ) і беручи до уваги значення  $a_k$ , маємо  $-(k/2)^{1/2} < G < \infty$ .

Отже, формула (19) набуде такого вигляду:

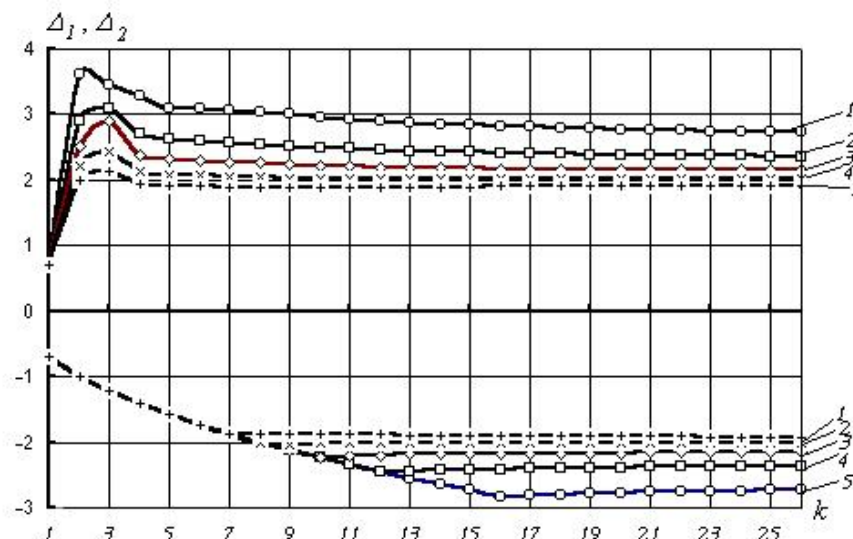
$$P(\Delta_1 < G < \Delta_2) = - \int_{-(k/2)^{1/2}}^{\Delta_1} p(G) dG + \int_{-(k/2)^{1/2}}^{\Delta_2} p(G) dG$$

або

$$P(\Delta_1 < G < \Delta_2) = \int_{\Delta_1}^{\Delta_2} p(G) dG. \quad (23)$$

Якщо задатись значенням  $P_\Delta = P(\Delta_1 < G < \Delta_2)$ , то ширина порогу  $\Delta$  визначається як розв'язок інтегрального рівняння (23) за умови, що  $G$  – функція обчислюється за

формулою (14), в якій  $g_k = \frac{1}{\sigma^2} (V_k - m)^2$ , а пе-



1 -  $P_A = 0,99$ ; 2 -  $P_A = 0,98$ ; 3 -  $P_A = 0,97$ ; 4 -  $P_A = 0,96$ ; 5 -  $P_A = 0,95$

Рисунок 2 – Графік залежності ширини інтервалу від дискретного часу  $k$  при різних значеннях  $P_A$

решкода  $v_k = V_k - t$  має нормальний закон розподілу.

Як впливає із співвідношення (23), при заданій ймовірності  $P_A$  поріг  $\Delta$   $G$ -алгоритму буде залежати тільки від дискретного часу  $k < k_0$ .

Для виявлення цієї залежності слід розв'язати рівняння (23) відносно змінних  $\Delta_1$  і  $\Delta_2$ . Оскільки інтеграл, що входить до правої частини співвідношення (23), не виражається через квадратури, то його обчислення можливе лише одним із числових методів. Для цього задачу знаходження меж інтервалу  $[\Delta_1; \Delta_2]$  сформулюємо як задачу мінімізації функції двох змінних

$$\min_{\Delta_1, \Delta_2} \left( P_A - \int_{\Delta_1}^{\Delta_2} p(G) dG \right). \quad (24)$$

Структура задачі (24) така, що для її розв'язку доцільно застосувати генетичний алгоритм, який відрізняється від класичних методів оптимізації такими базовими елементами [8]:

- змінні у задачі оптимізації (керувальні дії), які носять назву хромосом, задаються у кодованій формі, як правило, у двійковому коді (кожна одиниця або кожний нуль у такому двійковому коді носить назву – ген);
- пошук розв'язку здійснюється не з єдиної точки, а з деякої множини точок, яку називають популяцією;
- використовують тільки цільову функцію (критерій оптимальності), а не її похідні;
- застосовують ймовірнісні, а не детерміновані правила переходу до наступної ітерації.

У генетичних алгоритмів виділяють етап селекції, на якому із поточної популяції вибирають і включають у батьківську популяцію особи, які мають найбільше (у задачах максимі-

зації) або найменше (у задачах мінімізації) значення функції пристосованості (критерію оптимальності). На наступному етапі (етапі еволюції) застосовують операції схрещування і мутації.

Суть операції схрещування – обмін фрагментами ланцюжків між двома батьківськими хромосомами, які вибираються із батьківського пула випадковим чином з ймовірністю  $P_c$ . Після операції схрещування родичі у батьківській популяції замінюються на їх потомків.

Операція мутації змінює значення генів із заданою ймовірністю  $P_m$  певним способом, який визначається конкретним алгоритмом, з одиниці на нуль або навпаки з нуля на одиницю. Значення  $P_m$  не перевершує, як правило, 0,1, тому до мутації схильна лише невелика кількість генів.

Завершальним етапом у генетичному алгоритмі є його зупинка. В оптимізаційних задачах зупинка алгоритму може відбутися після досягнення функцією цілі найменшого (найбільшого) значення із заданою точністю. Зупинка алгоритму може також відбутися після того, як після чергової ітерації не відбулося покращення цільової функції. Алгоритм може бути зупинений після виконання заданої кількості ітерацій або після закінчення певного часу. Якщо умова зупинки виконана, то вибираються найкращі хромосоми, яким відповідає мінімальне (максимальне) значення критерію оптимальності. У протилежному разі переходять до наступної ітерації – селекції.

Результат роботи генетичного алгоритму з розв'язку задачі (24) відтворює рис. 2, із якого видно, що при малих значеннях  $k$  ( $k \leq 16$ ) при заданій ймовірності попадання випадкової величини  $G_k$  в інтервал  $[\Delta_1, \Delta_2]$  його ширина залежить від дискретного часу. Із збільшенням  $k$

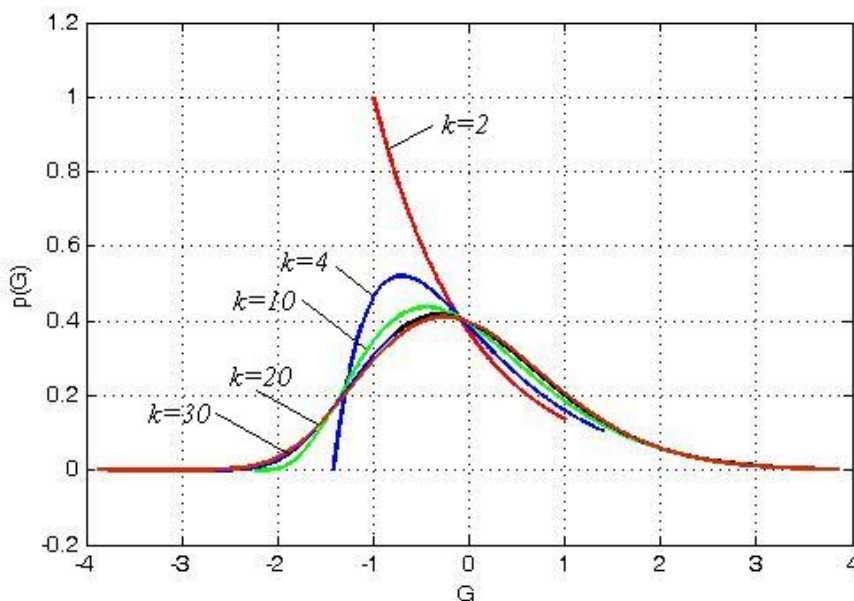


Рисунок 3 – Залежність закону розподілу (21) від дискретного часу  $k$

( $k > 16$ ) інтервал  $[\Delta_1, \Delta_2]$  стає симетричним, а його величина прямує до постійного значення. Це значення залежить від величини  $P_\Delta$ . Зі зменшенням  $P_\Delta$  зменшується ширина інтервалу  $[\Delta_1, \Delta_2]$  (рис. 2), але при цьому збільшується ймовірність пропуску моменту розладження.

Отже, в співвідношенні (13) за величину  $\Delta$  слід брати його асимптотичне значення, оскільки залежність  $\Delta$  від  $k$  проявляється лише при малих значеннях  $k$ . Це тим більше справедливо, оскільки  $G$ -алгоритм відноситься до класу кумулятивних і для досягнення  $G$ -функцією порогу  $\Delta$  необхідно накопичити певну кількість членів суми (11).

Для дослідження асимптотичних властивостей  $G$ -алгоритму знайдемо третій і четвертий моменти, які зумовлені законом розподілу (21). Використовуючи формулу (22) і той факт [9], що  $\mu_3 = H_3$  і  $\mu_4 = H_4 + 3H_2^2$ , знаходимо

$$\mu_3 = \frac{4}{(2k)^{3/2}}, \quad \mu_4 = 3\left(\frac{4}{k} + 1\right).$$

За відомими моментами  $\mu_3$  і  $\mu_4$  можемо знайти коефіцієнт асиметрії  $S_k$  і ексцес  $E_k$  закону розподілу (21) за формулами [7]  $S_k = \frac{\mu_3}{\sigma_G^3}$ ,

$$E_k = \frac{\mu_4}{\sigma_G^4} - 3. \text{ Враховуючи те, що } \sigma_G^2 = 1 \text{ і}$$

значення  $\mu_3$  та  $\mu_4$ , маємо  $S_k = \frac{4}{(2k)^{3/2}}$ ,

$E_k = \frac{12}{k}$ , тобто при  $k \rightarrow \infty$  коефіцієнт асиметрії і ексцес асимптотично наближаються до нуля. Оскільки величини  $S_k$  і  $E_k$  є мірою відхилення певного закону розподілу від нормального, для

якого  $S_k = E_k = 0$ , то є підстави вважати, що зі збільшенням  $k$  розподіл (21) буде наближатись до нормального з параметрами  $m_G = 0$  і  $\sigma_G = 1$  (рис. 3).

Таким чином, для досить великих  $k$  значення порогу  $\Delta$  визначиться таким співвідношенням:  $P(-\Delta < G < \Delta) = \Phi(\Delta) - \Phi(-\Delta)$ , де  $\Phi(\Delta)$  – нормальна функція розподілу. З врахуванням того, що  $\Phi(-\Delta) = 1 - \Phi(\Delta)$  маємо  $P(-\Delta < G < \Delta) = 2\Phi(\Delta) - 1$ .

Для заданої ймовірності  $P_\Delta$  останнє рівняння набуде такого вигляду:

$$P_\Delta = 2\Phi(\Delta) - 1. \quad (25)$$

Рівняння (25) дає змогу при заданому значенні  $P_\Delta$  знайти значення порогу  $\Delta$ . Для множини значень  $P_\Delta \in \{0,99; 0,98; 0,97; 0,96; 0,95\}$  значення  $\Delta$  будуть такими:

$$\Delta \in \{2,5758; 2,3263; 2,1701; 2,0537; 1,9600\}.$$

Вимірювання і реєстрація сигналів вібродавачів здійснювалось за допомогою штатних технічних засобів, якими оснащена компресорна станція КС-3 Долинського ЛУМГ ДП «Прикарпаттрансгаз».  $G$ -алгоритм був застосований для виявлення зміни вібраційного стану заднього опорного підшипника (ОП) ВЦН (див. рис. 1). Як вібраційний сигнал  $v_k$  розглядалась віброшвидкість ОП (рис. 4).

У відповідності з алгоритмом (14) обчислювались значення  $m$  і  $\sigma$  та функція  $g_k$  за формулою (15). Результати роботи алгоритму відтворює рис. 5.

Аналіз отриманих результатів свідчить, що за допомогою  $G$ -алгоритму момент розладження був виявлений на 7,23 хв раніше, ніж це зробили штатні засоби інформаційної системи КС.



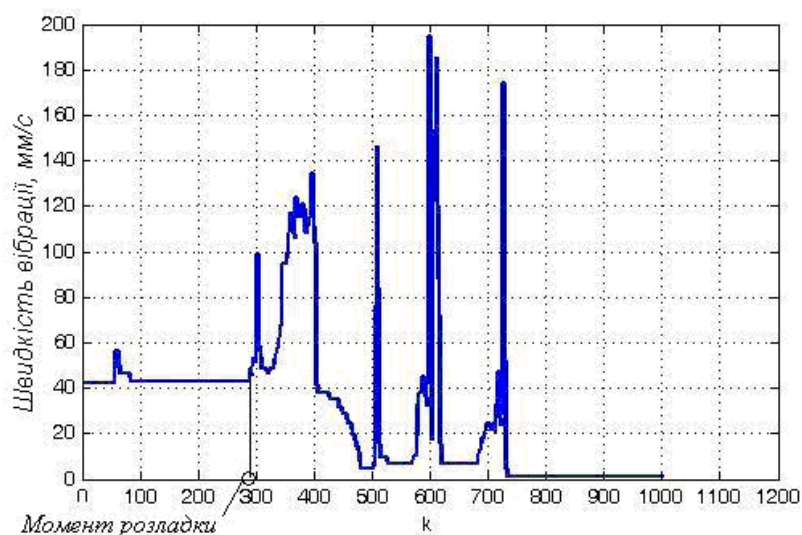


Рисунок 4 – Зміна віброшвидкості заднього опорного підшипника ВЦН

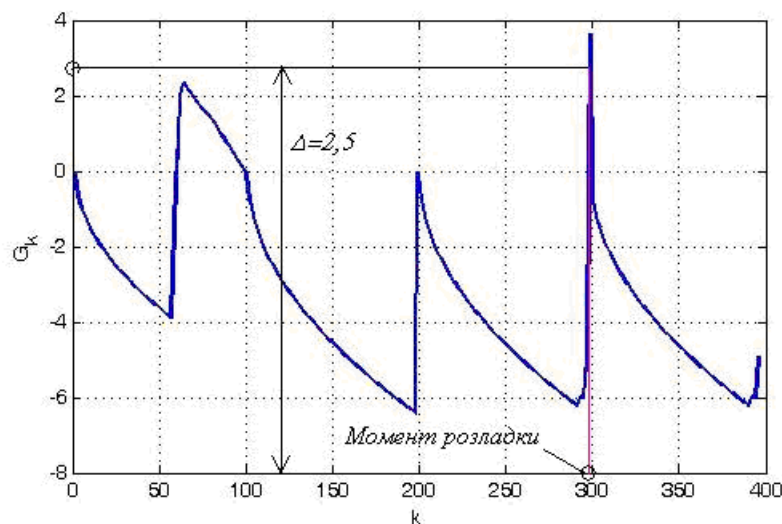


Рисунок 5 – Виявлення моменту зміни вібраційного стану заднього опорного підшипника ВЦН

### Література

1 Комплексні обстеження надземного механічного технологічного обладнання компресорних станцій магістральних газопроводів: СТП 320.30019801-2002. – Офіц. вид. – К.: ДК «Укртрансгаз», 2002. – 56 с.

2 Технічне діагностування та контроль технічного стану. Терміни та визначення: ДСТУ 2389-94. [Чинний від 1994-03-17]. – К.: Держстандарт України, 1994. – 24 с.

3 Визначення вібраційних характеристик. Загальні вимоги: ДСТУ 3160-95. [Чинний від 1995-07-28]. – К.: Держстандарт України, 1995. – 11 с.

4 Визначення вібраційних характеристик відцентрових компресорів та норми вібрації: ДСТУ 3161-95. [Чинний від 1995-07-28]. – К.: Держстандарт України, 1995. – 18 с.

5 Дженкінс Г. Спектральний аналіз и его применение: пер. с англ. / Г. Дженкінс., Д. Ваттс. – М.: Мир, 1971, вып.1; 1972, вып.2.

6 Горбійчук М. І. Оптимізація процесу буріння глибоких свердловин: монографія / М. І. Горбійчук, Г. Н. Семенов. – Івано-Франківськ: Нова зоря, 2006. – 493 с.

7 Вентцель Е.С. Теория вероятностей: учебник [для студ. высш. учеб. зав.] / Е.С.Вентцель. – М.: Наука, 1969. – 576 с.

8 Рутковская Д. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечеткие системы: пер. с польск. / Д. Рутковская, М. Пилиньский, Л. Рутковский – М.: Горячая линия – Телеком, 2004. – 452 с.

9 Прохоров Ю.Б. Теория вероятностей: основные понятия, предельные теоремы, случайные процессы / Ю.Б.Прохоров, Ю.А.Розанов. – М.: Наука, 1973. – 494 с. (Справочная математическая библиотека).

Стаття постуила в редакційну колегію  
30.06.09

Рекомендована до друку професором  
Л. М. Заміховським