

## МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ РЕНОВАЦІЙНОГО ЗНОШУВАННЯ ПАРИ ТЕРТЯ ПОРШНЕВЕ КІЛЬЦЕ – ГІЛЬЗА ЦИЛІНДРА ПРИ ЗАВОДСЬКОМУ РЕМОНТІ СИЛОВОЇ УСТАНОВКИ

*У статті розглянуті питання якості припрацювання пари тертя поршневе кільце – гільза циліндра силової установки.*

*Визначено якісний коефіцієнт варіації верхнього й нижнього значень поля допусків шорсткості пари тертя поршневе кільце – гільза циліндра циліндропоршневої групи в момент стабілізації витрати палива при проведенні обкатних і контрольньо-здавальних випробувань дизель-генераторної установки тепловозів, що пройшли заводський ремонт методами математичного моделювання.*

**Постановка проблеми.** Для математичного моделювання реноваційного зношування пари тертя поршневе кільце – гільза циліндра й вибору оптимальної енергозберігаючої технології заводського ремонту силових установок необхідно мати набір методів, методологій, за допомогою яких можливо видати в експлуатацію технічний виріб, що відповідає вимогам галузевого й міжнародного стандартів якості.

В умовах енергетичної кризи в Україні при проведенні обкатних і контрольньо-здавальних випробувань дизель-генераторної установки тепловозів, що пройшли заводський ремонт, найбільш оптимальною енергозберігаючою технологією є скорочені випробування з використанням припрацювальних присадок до палива 0033. Тривалість технології заводських випробувань у цьому випадку значною мірою залежить від вибору навантаження, часу роботи на кожному обкатному режимі, частоти обертання колінчастого вала силової установки.

Якість припрацювання (шорсткості) пари тертя поршневе кільце – гільза циліндра циліндропоршневої групи контролюється методом неруйнуючого контролю за параметром стабілізації витрати палива на кожному обкатному режимі в реальному масштабі часу.

**Аналіз попередніх досліджень.** Аналіз вітчизняної й закордонної літератури [1–6], що стосується технології проведення обкатних і контрольньо-здавальних випробувань силових установок різного класу й призначення як нововиготовлених, так і тих, що пройшли заводський ремонт, показав, що критерій шорсткості пари тертя поршневе кільце – гільза циліндра заснований на методах руйнуючого контролю, а також хімічному аналізу відпрацьованого масла.

У сучасних умовах технологічного циклу методи руйнівного контролю (складання-розбирання силової установки) є вкрай неефективними з точки зору витратного механізму.

**Мета роботи.** Визначити якісний коефіцієнт варіації верхнього й нижнього значень поля допусків шорсткості пари тертя поршневе кільце – гільза циліндра циліндропоршневої групи в момент стабілізації витрати палива при проведенні обкатних і контрольньо-здавальних випробувань дизель-генераторної установки тепловозів, що пройшли заводський ремонт, методами математичного моделювання.

**Результати дослідження.** Досить часто у технологічній практиці підприємств з метою мінімізації витрат за умови отримання максимального ефекту використовується часткова вибірка виробів, що пройшли повний цикл заводського ремонту.

В основу запропонованої процедури визначення часткового обсягу вибірки при проведенні обкатних випробувань циліндропоршневої групи (ЦПГ) тепловозів для встановлення факту необхідності "підналагодження" системи керування якістю покладена оцінка ймовірності "розладнання" технологічного процесу системи в цілому. При практичному впровадженні в технологію заводського ремонту силових установок з метою попереджувального контролю якості пари тертя поршневе кільце – гільза циліндра ЦПГ використовуються різні типи контрольних карт. Тому найбільш доцільно, з точки зору системи керування якістю технології заводського ремонту силових установок тепловозів, розглянути різні варіанти визначення обсягу контрольних випробувань.

При використанні контрольних карт для вибірки усереднених параметрів системи якості розглянемо випадкову величину (значення) геометричного відхилення шорсткості пари тертя поршневе кільце – гільза циліндра силової установки, що пройшла заводський ремонт, від еталонного параметра (значення).

Нехай  $x$  – контрольований параметр, що характеризує величину шорсткості пари тертя. Цей параметр є випадковою величиною з відомим математичним очікуванням  $\mu$  і стандартним відхиленням  $\sigma$ .

Відомо  $\bar{x} = \frac{1}{n}(x_1 + x_2 + \dots + x_n)$  вибіркового середнього для  $x$ .

Якщо розподіл величини  $x$  довільний, то використовується нерівність Чебишева. Отже:

$$M(\bar{x}) = \mu, \quad \sigma(\bar{x}) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}. \quad (1, 2)$$

Розглядають симетричні границі допуску:

$$|x_n - \mu| < \delta, \quad (3)$$

де  $\delta$  – допустимі відхилення границі допуску. Тоді

$$P\left\{|\bar{x} - \mu| \geq \delta\right\} = P\left\{|\bar{x} - \mu| \geq \frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right\} \leq \frac{\sigma^2}{n\delta^2}. \quad (4)$$

За допустимий рівень ймовірності для границі допуску обирають найбільш доцільні подвійні значення ризику споживача  $2\beta$ , тобто ймовірність пропуску бракованих виробів. Тоді

$$2\beta = \frac{\sigma^2}{n\delta^2}, \quad (5)$$

де  $n$  – обсяг вибірки.

Розв'язуючи останнє рівняння відносно  $n$ , одержуємо:

$$n = \frac{\sigma^2}{2\beta \cdot \delta^2}. \quad (6)$$

Цей вираз пов'язує стандартне відхилення [5] геометричних параметрів ряду деталей, що виходять за границю допуску, тобто тих, що визнаються бракованими. Чим більше деталей у вибірці має значне відхилення від допустимої границі, тим більший обсяг вибірки потрібен для забезпечення заданого рівня якості. Крім того, чим жорсткіший допуск, тобто менше  $\delta$ , тим більшим є обсяг вибірки. У такий же спосіб ця залежність реагує на встановлений ризик споживача.

Коли в технологічному циклі закладено малий ризик споживача, обсяг вибірки збільшується.

Якщо в результаті тривалих перевірок вдається встановити закон розподілу відхилень від допуску, тобто параметр системи, що піддається контролю  $x$ , підкоряється нормальному закону розподілу з параметрами  $(\mu, \sigma^2)$ , тоді оцінювана ймовірність буде належати інтервалу:

$$P\left\{|\bar{x} - \mu| \geq \delta\right\} = P\left\{|\bar{x} - \mu| \geq \frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right\} = 2\left[1 - \Phi\left(\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right)\right] = 2\beta, \quad (7)$$

де  $\Phi\left(\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right)$  – функція розподілу ймовірності нормованої нормально розподіленої величини.

$$\Phi\left(\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right) = 1 - \beta. \quad (8)$$

Значення  $\Phi\left(\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right)$  – нормована табульована функція.

Розглянемо як варіант випадок, коли  $x$  – нормально розподілена функція, що має параметри:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = 0,1, \quad (9)$$

де  $\sigma$  – допуск на виготовлення виробу, дорівнює 0,05;

$\beta$  – ризик споживача; у даному прикладі дорівнює 0,01.

$$\Phi\left(\frac{\delta\sqrt{n}}{\sigma}\right) = 1 - \beta = 1 - 0,01 = 0,99.$$

За таблицями нормованих функцій визначають, що  $\frac{0,05 \cdot \sqrt{n}}{0,1} = 2,33$ , звідки  $n = 22$ .

При використанні контрольної карти для дисперсії нормально розподіленої випадкової функції параметри нормально розподіленої функції визначаються за результатами обробки статистичних даних контрольованого об'єкта, тобто відомі  $\mu$  і  $\sigma^2$ . Оцінкою дисперсії  $\sigma^2$  у цьому випадку є величина:

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2, \quad (10)$$

де  $\bar{x} = \frac{1}{n}(x_1 + x_2 + \dots + x_n)$ .

У цьому випадку величина  $S^2$  може бути виражена через випадкову нормовану величину  $x^2$  з  $f = n - 1$  ступенями вільності, тобто  $n = f + 1$ , отже,

$$S^2 = \sigma^2 \frac{x^2}{f}. \quad (11)$$

Для даного випадку розглядаємо верхню односторонню границю для  $S^2$ :

$$S^2 \leq \delta. \quad (12)$$

Обираємо довірчий рівень, коли  $\beta$  – ризик споживача.

У цьому випадку

$$P\{S^2 \leq \delta\} \geq 1 - \beta. \quad (13)$$

Значення  $f$  визначаємо таким чином, щоб  $\sigma^2 \frac{x_{1-\beta}^2}{f}$  було найближчим до  $\delta(1 - \beta)$ , тобто  $\frac{x_{1-\beta}^2}{f} \approx \frac{\delta}{\sigma^2}$ .

Звідси

$$f = \frac{x_{1-\beta}^2 \cdot \sigma^2}{\delta}. \quad (14)$$

При використанні контрольної карти для найбільшого відхилення від математичного очікування розглядаємо випадки, коли  $x_1, x_2, \dots, x_n$  – незалежне спостереження випадкової величини з математичним очікуванням  $\mu$  і дисперсією  $\sigma^2$ . Найбільше відхилення від математичного очікування визначається як найбільше із чисел:

$$(x_1 - \mu), (x_2 - \mu), \dots, (x_n - \mu). \quad (15)$$

Якщо випадкову величину розподілено нормально з параметрами  $\mu, \sigma^2$ , то ймовірність того, що найбільше відхилення не перевищує  $\delta$ , дорівнює:

$$P(\delta) = \left[ 1 - 2\Phi\left(1 - \frac{\delta}{\sigma}\right) \right]^n. \quad (16)$$

Звідси, задаючи  $\delta$  і  $P(\delta)$ , отримуємо можливість визначення  $n$ .

Позначивши  $d = \frac{\delta}{\sigma}$ , отримуємо:

$$P(d) = [1 - 2\Phi(-d)]^n; \quad (17)$$

$d_p$  визначається рівнянням:

$$P = [1 - 2\Phi(-d)]^n. \quad (18)$$

При використанні коефіцієнта варіації за гранично допустимими відхиленнями від границі допуску розглядаємо випадок дисперсії нормально розподіленої випадкової функції. При цьому визначено, що обсяг вибірки розраховується за формулою:

$$n = \frac{x^2 \cdot \sigma^2}{\delta^2}. \quad (19)$$

Розв'язання цієї формули дозволяє проводити попередню дисперсію за обраними факторами:

$$\sigma = v \cdot \bar{x} \quad \text{і} \quad \delta = k \cdot \bar{x}, \quad (20, 21)$$

де  $v$  – коефіцієнт варіації;

$\bar{x}$  – середнє арифметичне значення вимірюваного геометричного параметра виробу;

$k$  – коефіцієнт, що показує частку або відсоток помилки від середньої арифметичної величини.

Підставляючи значення  $\sigma$  і  $\delta$  у формулу, одержуємо:

$$n = \frac{x^2 \cdot v^2 \cdot \bar{x}^2}{k^2 \cdot \bar{x}^2} = \frac{x^2 \cdot v^2}{k^2}. \quad (22)$$

За цією формулою знаходимо необхідне число спостережень безвідносно до розмірності тієї чи іншої ознаки. Величину  $k$  визначаємо, виходячи із практичних міркувань.

Коефіцієнт варіації  $v$  розраховують на основі встановленого допуску на виготовлення деталі. При цьому для ознак, що мають нормальний розподіл, прийнятий двосторонній допуск, а для ознак, що мають розподіл істотно позитивних величин, – односторонній. При двосторонньому допуску розрахунок коефіцієнтів варіації здійснюється в такий спосіб.

Визначаємо середню величину ознаки  $x$ :

$$\bar{x} = \frac{A+B}{2}, \quad (23)$$

де  $A$  і  $B$  – нижня й верхня границі встановленого допуску відповідно.

Знаходимо теоретичне середньоквадратичне відхилення  $\sigma_m$ , виходячи із припущення, що при нормальному розподілі ознаки поле допуску дорівнює двосторонньому відхиленню інтервалу в  $3\sigma$ , тобто дорівнює  $6\sigma$ . Отже,

$$\sigma_T = \frac{B-A}{6}. \quad (24)$$

Підставляючи значення  $x$  і  $\sigma_6$  у формулу для визначення коефіцієнта варіації, одержуємо:

$$v = \frac{\frac{B-A}{6}}{\frac{A+B}{2}} = \frac{B-A}{3(A+B)}. \quad (25)$$

Отже, для визначення коефіцієнта варіації досить знати верхнє й нижнє значення поля допуску.

У деяких випадках для ознак, що мають розподіл істотно позитивних величин (биття, ексцентричність та ін.), коефіцієнт варіації може бути обчислений у такий спосіб:

$$v = \frac{\sigma}{x}, \quad (26)$$

а коефіцієнт  $k$ , що виражає частку граничної помилки від середньої арифметичної величини,

$$k = \frac{\delta}{x}. \quad (27)$$

**Висновки.** Для визначення якісного коефіцієнта варіації шорсткості пари тертя поршневе кільце – гільза циліндра циліндро-поршневої групи в момент стабілізації витрати палива при проведенні обкатних і контрольно-здавальних випробувань дизель-генераторної установки досить знати верхнє й нижнє значення поля допуску відхилення шорсткості.

Експериментально встановлені значення поля допусків відхилення шорсткості пари тертя підтверджують результати математичного моделювання цього процесу й дозволяють в експлуатації використати енергозберігаючу скорочену технологію припрацювання ЦПГ методом неруйнівного контролю за параметром стабілізації витрати палива на кожному обкатному режимі в реальному масштабі часу.

Дана методика використана при розробленні й впровадженні енергозберігаючої технології прискорених обкатних і контрольно-здавальних випробувань у заводський ремонт силових установок тепловозів на Дніпропетровському тепловозоремонтному заводі.

#### ЛІТЕРАТУРА:

1. Барлод, Хантер, Прошан. Оптимальные планы проверки //Сб. пер. «Оптимальные задачи надежности». – 1968.
2. Куцын А.Н., Арпентьев Б.М., Зенкин А.С. Конкурентоспособность и качество машиностроительной продукции. – К.: Техника, 1997. – 225 с.
3. Биргер И.А. Техническая диагностика. – М.: Машиностроение, 1978. – 240 с.
4. Двигатели внутреннего сгорания / Под ред. А.С. Орлина, М.Г. Круглова. – М.: Машиностроение, 1983–1984. – Т. II. Теория поршневых и комбинированных двигателей. – 1983. – 375 с.; Т. III. Конструкция и расчет на прочность поршневых и комбинированных двигателей. – 1984. – 384 с.
5. Волчок М.Я. Методы измерений в двигателях внутреннего сгорания. – М.: Машгиз, 1955.
6. Perman C. On minimax Surveillance Schedules. Naval Research Logishics Quartely, v. s. № 4, 1961.

ЗОНОВ Віктор Дмитрович – кандидат технічних наук, доцент Української державної академії залізничного транспорту, м. Харків.

Наукові інтереси:

- системи управління якості енергозберігаючих технологій;
- робочі процеси паливоподаючої апаратури;
- енергозберігаючі технології на залізничному транспорті.

Подано 19.09.2007