

Збільшення середнього кроку ланцюга при його спрацюванні проходить за рахунок збільшення кроку зовнішніх ланок при відносній сталості кроку внутрішніх ланок. Тому для відновлення працездатності ланцюгової передачі необхідно зменшити крок зовнішніх ланок на величину яка вдвічі перевищує збільшення середнього кроку.

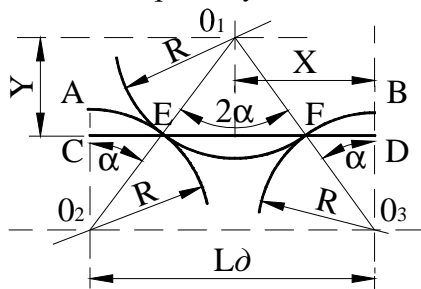


Рис. 1

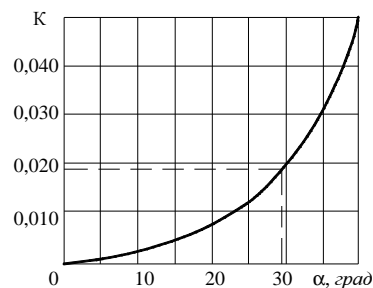


Рис. 2

Ефективним способом відновлення кроку спрацьованих ланцюгів є згинання зовнішніх пластин, в результаті чого віддаль між осями валиків зменшиться [1]. Зближення крайніх точок пластин кількісно рівне зменшенню кроку зовнішньої ланки ланцюга (рис. 1) і величина його залежить від радіусів згинання пластин і координат X, Y – центрів радіусів згину (рис. 1). Зменшення довжини L пластини в результаті згинання $\Delta L = L - Ld = 4R((\pi\alpha/180) - \sin \alpha)$, де R – радіус згинання, α – кут згинання.

Прийнявши $K = (\pi\alpha/180) - \sin \alpha$ знайдемо значення K при різних кутах α і побудуємо графік залежності $K = f(\alpha)$. За цим графіком можна знайти кути згинання зовнішніх пластин ланцюга по необхідному зменшенню кроку ланки і радіусі згинання (рис. 2).

Радіус згинання пластин вибирається в залежності від товщини пластини і фізико-механічних властивостей матеріалу [2]. Знаючи кут α по відомому радіусі R згинання знаходять координати X і Y центрів згинання, які необхідні для конструювання і налагоджування інструментів та оснастки, яка застосовується для згинання пластини.

Література

1. Новый способ ремонта втулочно-роликовых цепей / Мокрицкий И.Д., Суторихин В. Н. Техника в сельском хозяйстве, №2, 1978 с. 76-77.
2. А.с. СССР 912396 М.Кл² F16B7/06. Устройство для восстановления шага втулочных и роликовых цепей / Мокрицкий И. Д., Опубл. 10.04.82 Бюл. №10.



УДК 621.855

Надія Тимошенко¹, доцент; Петро Кривий², доцент; Віктор Коломієць¹, доцент; Петро Кривінський²; Руслан Чорний²

¹Національний університет "Львівська політехніка"

79013, м. Львів, вул. С. Бандери, 12

²Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя

46001, м. Тернопіль, вул. Руська, 56

СТАТИСТИЧНА ОЦІНКА МІЦНОСТІ ПРЕСОВИХ З'ЄДНАНЬ ПРИВОДНИХ РОЛИКОВИХ ЛАНЦЮГІВ ЗАКОРДОННИХ ФІРМ НА ОСНОВІ ТЕОРІЇ МАЛИХ ВИБІРОК

Nadija Tymochenko; Petro Kryvyy; Viktor Kolomijets; Petro Kryvinskiy, Ruslan Chornyj

STATIC ESTIMATION OF THE PRESSED JOINTS STRENGTH OF THE TRANSMISSIONS ROLL CHAINS OF THE FOREIGN COMPANIES, BASING ON THE SMALL SAMPLES THEORY

Basing on the data on the strength of the roll-plate of the roll and bush chains of the foreign companies using the theory of small samples, statistical characteristics of the torque scattering turn, pressed into the roller plate hole, have been investigated in the relativity aspect mathematical expectations and dispersion, sufficient differences in characteristics of the pressed joints strength according o the Fisher and Student criteria, have been found.

Одним із найважливіших критеріїв працездатності приводних роликів і втулкових ланцюгів (ПРВЛ) є міцність пресових з'єднань валик-пластина, яка регламентується [1,2] граничним значенням моменту провороту валика в отворі пластин.

Проаналізовані літературні джерела [3], які присвячені дослідженню міцності пресових з'єднань. Відзначено, що дослідження моменту провороту з'єднань валик-пластина, втулка-пластина досліджувались з використанням тільки великих вибірок. Тому використання теорії малих вибірок при дослідженні міцності пресових з'єднань є актуальною задачею.

Для експериментальних досліджень були вибрані приводні роликові і втулкові ланцюги з кроком 19,05 мм таких фірм: “Ренольд” (Великобританія), “Регіна” (Італія), “Еліте” (Швеція) і “Чайн-Белт” (США). За відомою методикою [3] здійснили експериментальні дослідження і отримали значення статистичних рядів моменту провороту валика в отворі пластин, подані в таблиці 1.

Таблиця 1. Статистичні ряди моменту провороту T Нм валика в отворі пластин приводних ланцюгів закордонних фірм.

Фірма	“Ренольд”	“Регіна”	“Еліте”	“Чайн-Белт”
Статистичні ряди моменту провороту T , Нм.	5,3; 6,7; 7,3; 6,4; 8,2; 7,8.	14,3; 13,6; 12,4; 14,7; 15,3; 12,7; 14,3; 13,5; 14,9; 15,7.	13,2; 14,8; 15,6; 16,8; 15,8; 17,3; 15,7; 18,5; 12,5; 17,8	10,2; 11,5; 12,7; 14,0; 14,3; 12,5; 11,8; 12,9; 16,4; 15,8.

У роботі, використавши метод оцінки закону розподілу за малою вибіркою [4,5], знайдена щільність розподілу випадкової величини T (T — момент приводу валика в отворі пластини) та обчислені її математичне сподівання $M[T]$ і дисперсія $D[T]$.

При цьому інтервал зміни випадкової величини T $[a, b]$ вважається відомим і рівним різниці між найбільшим ($t_{k_{\max}}$) і найменшим ($t_{k_{\min}}$) ($k = \overline{1, n}$) її експериментальним значенням, а шукана функція розподілу $f(t)$ неперервна і задовольняє умовам:

$$f(t) \geq 0 \text{ при } t \in [a, b];$$

$$f(t) \equiv 0 \text{ при } t \notin [a, b].$$

На початковому етапі, коли не проведено жодного досліді, апіорі припускається, що випадкова величина T розподілена за рівномірним законом $f_0(t)$. Використовуючи значення випадкової величини T , отримане після проведення першого досліді, уточнюється розподіл $f_0(t)$ і отримується апостеріорний розподіл випадкової величини T після проведення першого досліді

$$f_1(t) = c_1[f_0(t) + \varphi_1(t)],$$

де $\varphi_1(t)$ — щільність розподілу ймовірностей після першого досліді;

c_1 — нормуючий множник.

Після проведення другого досліді, вважається, що $f_1(t)$ є апіорною щільністю розподілу, а апостеріорна щільність розподілу, дорівнює

$$f_2(t) = c_2[f_1(t) + \varphi_2(t)].$$

Застосовуючи аналогічний підхід для n дослідів отримуємо

$$f(t) = f_0(t) \prod_{k=1}^n c_k + \sum_{k=1}^n \varphi_k(t) \prod_{i=k}^n c_i. \quad (1)$$

Розподіл ймовірностей результату k -го дослідження $\varphi_k(t)$ є розподілом ймовірностей похибки одиничного експерименту, тому в якості $\varphi_k(t)$ приймається щільність нормального розподілу з математичним сподіванням t_k і середнім квадратичним відхиленням σ , яке вважається однаковим для всіх дослідів і дорівнює $\sigma = \frac{t_{k\max} - t_{k\min}}{6}$.

Підставивши у формулу (1) вираз для щільності розподілу нормального закону $\varphi_k(t)$ із прийнятими параметрами t_k , σ отримаємо

$$f(t) = \frac{1}{b-a} \prod_{k=1}^n c_k + \sum_{k=1}^n \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{t-t_k}{\sigma}\right)^2\right] \prod_{i=k}^n c_i, \quad (2)$$

де $c_k = \frac{1}{1 + \Phi(z_2) - \Phi(z_1)}$;

$\Phi(\cdot)$ — функція Лапласа;

t_k — значення випадкової величини T ($k = \overline{1, n}$);

$$z_1 = \frac{a-t_k}{\sigma}, \quad z_2 = \frac{b-t_k}{\sigma}.$$

Для знайденої щільності розподілу (2) випадкової величини T формули для обчислення її математичного сподівання $M[T]$ і дисперсії $D[T]$ відповідно мають вигляд

$$M[T] = \frac{a+b}{2} \prod_{k=1}^n c_k + \sum_{k=1}^n \left\{ \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \left[e^{-\frac{z_1^2}{2}} - e^{-\frac{z_2^2}{2}} \right] + t_k [\Phi(z_2) - \Phi(z_1)] \right\} \prod_{i=k}^n c_i;$$

$$D[T] = \frac{a^2 + ab + b^2}{3} \prod_{k=1}^n c_k + \sum_{k=1}^n \left\{ \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \left[(\sigma z_1 + 2t_k) e^{-\frac{z_1^2}{2}} - (\sigma z_2 + 2t_k) e^{-\frac{z_2^2}{2}} \right] + (\sigma^2 + t_k^2) [\Phi(z_2) - \Phi(z_1)] \right\} \prod_{i=k}^n c_i - (M[T])^2$$

Проведено обчислення $M[T]$, $D[T]$ для чотирьох вибірок. Результати обчислення подані в таблиці 2.

Таблиця 2. Характеристики розподілу: математичне сподівання $M(T)$, дисперсія $D(T)$ моменту провороту валиків в отворах пластин та їх екстремальні T_{\min} і T_{\max} значення.

Характеристики розсіювання	Основні зразки приводного ланцюга закордонних фірм			
	“Ренольд”	“Регіна”	“Еліте”	“Чайн-Белт”
$M(T)$, Нм	7,29	14,62	15,60	14,06
$D(T)$, Нм ²	0,48	0,69	3,80	2,73
T_{\min}	5,21	12,12	9,75	9,10
T_{\max}	9,37	17,11	21,45	19,55

Використавши [6] і дані таблиці 2 за критеріями Стюдента $t_k = \frac{|M(T)_1 - M(T)_2|}{\sqrt{n_1 \cdot D(T)_1 + n_2 \cdot D(T)_2}} \sqrt{\frac{n_1 \cdot n_2 \cdot (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}}$, тут n_1 і n_2 - величини вибірок і Фішера

$F = \frac{D(T)_1}{D(T)_2}$ де $D(T)_1 > D(T)_2$ оцінили суттєвість відмінностей значень математичних

сподівань і дисперсії розсіювання моменту провороту валиків у отворах пластин.

Встановлено, що Математичне сподівання величини T для ланцюгів фірми “Ренольд” суттєво відрізняється від математичних сподівань величини T_i фірми “Регіна”, “Еліте” та “Чайн-Белт”, а щодо порівняння математичних сподівань величини T досліджуваних ланцюгів трьох останніх фірм що гіпотеза їх рівності підтвердилась.

Виявлено, що відмінність дисперсій розсіювання величини T для ланцюгів фірми “Ренольд” і “Регіна” і для ланцюгів фірми “Еліте” і “Чайн-Белт”, є несуттєвою, а для ланцюгів фірми “Ренольд”, “Регіна” і “Еліте”, “Чайн-Белт” суттєвою.

Взявши до уваги, що діючим стандартом ISO 606:1954, NEQ встановлено регламентоване значення моменту провороту $T_p = 6Hm$, що для ланцюгів фірми “Ренольд” в якому $T_{\min} = 5,21Hm$ є ризик отримати певний відсоток зєднань, які не відповідають вимогам стандарту, тобто брак. Імовірність отримання браку τ'_H (в%) за нижньою границею визначається за формулою

$$\tau'_H = \left[0,5 - \Phi \left(\frac{T_p - M(T)}{\sqrt{D(T)}} \right) \right] \cdot 100\%, \quad \text{тут} \quad \Phi \left(\frac{T_p - M(T)}{\sqrt{D(T)}} \right) - \text{функція Лапласа.}$$

Підставивши дані із таблиці 2 отримали $\tau'_H = 3,14\%$, що менше допустимо рівню – 5% ризику, приміненого в масштабуванні.

Аналіз отриманих даних щодо розсіювання величини T досліджуваних ланцюгів показує, що по відношенню до найбільш точного ланцюга фірми “Ренольд” співвідношення полів розсіювання ланцюгів фірми “Регіна”, “Еліте” і “Чайн-Белт” відповідно складає: 1,2; 2,8 і 2,4 разів, а відношення математичних сподівань моменту проворота до регламентованого ISO 606:1954, NEQ значення T_p ланцюгів вище згаданих фірм наступні 1,21; 2,43; 2,60; 2,34.

Таким чином, на основі результатів проведених досліджень можна зробити висновок, що для ланцюгів фірми “Регіна”, “Еліте” і “Чайн-Белт” натяги в пресових зєднаннях значно перевищують натяг для ланцюга фірми “Ренольд”, а для ланцюгів фірми “Еліте” і “Чайн-Белт” величини полів допусків діаметрів спряжуваних поверхонь суттєво більші ніж в ланцюгах фірми “Ренольд” і “Регіна”. Запропонована методика і отримані результати можуть бути використані для оптимізації розмірних параметрів елементів приводних роликів і втулкових ланцюгів.

Література

1. Ланцюги приводні роликові та втулкові. Загальні технічні умови. (ГОСТ 13568-97(ISO 606-94), IDT) ДСТУ ГОСТ 13568: 2006 (ISO 606-94) ISO 606:1994, NEQ), Київ: Держспоживстандарт України, 2007. – с.22.
2. Цепи приводные роликовые повышенной прочности и точности. Технические условия. ГОСТ 21834-87. Издание официальное. М.: Издательство стандартов, 1988. – с.15.
3. Луців І.В. Вплив орієнтації втулок на міцність пресових з'єднань / І.В. Луців, П.Д. Кривий, П.П. Кривінський // Вісник ТДТУ. – 2009. – Том 14. №2. – с.50-56.
4. Гаскаров Д.В. Малая выборка / Д.В. Гаскаров, В.И. Шаповалов // – М.: Статистика, 1978. – 248с.
5. Башков В.М., Кацев П.Г. Испытание режущего инструмента на стойкость. – М.: Машиностроение, 1985. – 130с.
6. Колкер Я.Д. Математический анализ точности механической обработки деталей. / Я.Д. Колкер // “Техника” – 1979. – с.200.



УДК.621.855

**Степан Дубиняк¹, професор; Ігор Луців¹, професор; Петро Кривінський¹,
Борис Романовський², професор**

¹Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя
46001, м. Тернопіль, вул. Руська, 56

²Пензенський технологічний інститут 440605, м. Пенза, пр. Байдукова, д.1а

**ВПЛИВ КУТА ОРІЄНТАЦІЇ СТИКОВОГО ШВА ЗГОРТНИХ ВТУЛОК НА
РІЗНОРОЗМІРНІСТЬ КОНТАКТНИХ КРОКІВ ДВОРЯДНОГО ВТУЛКОВОГО
ЛАНЦЮГА З КРОКОМ 9,525мм.**

Stepan Dubynyak; Ihor Lutsiv; Petro Kryvinsky; Borys Romanovskiy.