Статистичне оцінювання міцності пресових з'єднань приводних роликових ланцюгів закордонних фірм на основі теорії малих вибірок / П.Кривий, Н.Тимошенко, В.Коломієць, Р.Чорний // Вісник ТНТУ. — 2013. — Том 70. — № 2. — С.121-129. — (машинобудування, автоматизація виробництва та процеси механічної обробки).

УДК 621.855

П. Кривий[1], канд. техн. наук; Н. Тимошенко[2], канд. фіз.-мат. наук; В. Коломієць[2] канд. фіз.-мат. наук; Р. Чорний[1]

[1]Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя
[2]Національний університет «Львівська політехніка»

СТАТИСТИЧНЕ ОЦІНЮВАННЯ МІЦНОСТІ ПРЕСОВИХ З'ЄДНАНЬ ПРИВОДНИХ РОЛИКОВИХ ЛАНЦЮГІВ ЗАКОРДОННИХ ФІРМ НА ОСНОВІ ТЕОРІЇ МАЛИХ ВИБІРОК

Резюме. *Базуючись на даних міцності пресових з'єднань валик-пластина приводних роликових ланцюгів закордонних фірм з використанням теорії малих вибірок, отримані статистичні характеристики розсівання моменту провертання валиків у отворах пластин, а саме: математичне сподівання та дисперсія розсіювання. Використавши критерії Стьюдента і Фішера, здійснено оцінювання суттєвості відмінностей отриманих характеристик досліджуваних ланцюгів.*

Ключові слова: *приводний роликовий ланцюг, валик, отвір пластини, момент провертання, математичне сподівання, дисперсія, коефіцієнт варіації.*

P. Kryvyj, N. Tymoshenko, V. Kolomiiets, R. Chornyj

STATISTIC ESTIMATION OF THE FOREIGN COMPANIES TRANSMISSIONS ROLL CHAINS PRESS JOINTS STRENGTH ON THE BASIS OF THE SMALL SAMPLES THEORY

Summary. *Basing on the experimental data on the roll-plate pressed joints strength of the 19.05 mm pitch driving roll chains, produced by the foreign companies "Renold" (Great Britain), "Regine" (Italy), "Elite" (Sweden), "Chain-belt" (USA), using the small sampling theory and iteration method, distribution density f(t) of the random value T (T- turning moment of the roll in the plate hole), has been found and the mathematic expectation, dispersion and variation coefficient have been calculated. The characteristic feature of the iteration is that of the distance [a,b] of the values change of the random value T which is considered to be known and to be equal to* $a=t_{k\,\min}$, $b=t_{k\,\max}$ ($t_{k\,\min}$, $t_{k\,\max}$ *- the smallest and the largest value respectively among* $t_k(k=1,n)$ *of the experimental meanings of the value T). At the initial stage of finding f(t) it is considered that no one experiment has been carried out and the value T is expected to be distributed according to the uniform law. During the next stage the result of the first experiment is taken into account to check the prior distribution density* $f_0(t)$ *of the random value T.*

With this purpose the prior distribution density $f_1(t)$ *of the value T is presented as follows:* $f_1(t)=c_1\cdot[f_0(t)+\varphi_1(t)]$, *where* c_1 *is found from the normalization conditions. Using similar approach to the n experiments, the distribution density of the random value* $T – f_n(t)$, *has been found. It was shown that minimal values of* $M(T)_{min}$ *and* $D(T)_{min}$ *are those of roll-plate pressed joints of the driving roll chains, produced by the company "Renold", the maximal values of these characteristics being in the roll-plate pressed joints of the driving roll chains of the company "Elite".*

According to the Student's t-test and Fisher's t-test, estimation of the sufficient differences of the obtained characteristics of the rolls turning moment scattering in the plates holes of the investigated chains, has been carried out.

T value scattering field of the investigated chains was found to differ in 2,81 times and to be in the 4,16-11,7 N·m interval. The minimal T value scattering field is provided by the pressed joints of the "Renold" company and the maximal scattering field – in pressed joints of chains produced by the "Elite" company.

Using variation coefficient k_0 *it was found that the highest stability of the turning moment is provided by the roll-plate pressed joints of the driving chains produced by companies "Renold" and "Regina".*

Key words: *driving roll chain, pin, plate hole, turning moment, mean, variance, coefficient of variation.*

Постановка проблеми у загальному вигляді. Приводними роликовими і втулковими ланцюгами (ПРВЛ) [1] і ланцюгами підвищеної міцності й точності (ЛПМТ) [2] оснащують мільйони машин, механізмів і пристроїв, які використовують у найрізноманітніших галузях народногосподарського комплексу. Одним із найважливіших критеріїв роботоздатності та якості виготовлення ПРВЛ є міцність пресових з'єднань, яка регламентується [1, 2]. Цей критерій у кількісному вимірі визначається граничним моментом провертання T_P валиків в отворах пластин.

У випадку незабезпечення регламентованих значень T_P валики можуть прокручуватися в отворах зовнішніх пластин ПРВЛ, що може призвести до катастрофічного зношування пластин та валиків ланцюга, його руйнування й аварійного виходу з ладу машини, механізму чи пристрою, на яких використовувався ПРВЛ. За [1] і [2] такі ПРВЛ вважаються неякісними і не допускаються до реалізації споживачам.

При значно перевищуваних T_P – значеннях моменту провертання $\grave{O}$, коли мають місце великі натяги у пресових з'єднаннях, тобто коли $T >> T_P$ виникають високі напруження в пластинах, що може спричинити їх руйнування в процесі експлуатації ПРВЛ та ЛПМТ.

Тому актуальним є проведення на основі теорії малих вибірок досліджень міцності пресових з'єднань валик – пластина ПРВЛ та ЛПМТ, а отримані результати мають практичне значення для оцінювання якості виготовлення ПРВЛ та ЛПМТ й оптимізації розмірних параметрів спряжуваних поверхонь.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Дослідженню міцності пресових з'єднань спряжених деталей (втулка – пластина, валик – пластина) присвячено багато наукових праць [3 – 10]. У роботах [3, 8] досліджено міцність пресових з'єднань втулок і валиків з пластинами ПРВЛ і ЛПМТ залежно від величини натягів та шорсткості спряжуваних поверхонь. У роботі [6] особлива увага приділена впливу якості циліндричних поверхонь отворів пластин при різних натягах у спряженнях валик-пластина та втулка – пластина на величину моменту провертання втулок і валиків у отворах пластин.

В роботах [5, 9] розглянуто міцність пресових з'єднань і спотворення внутрішньої циліндричної поверхні згортних втулок (утворення бочкоподібності) в результаті запресування їх у отвори пластин і визначено значення моментів провертання. Найповніше питання міцності пресових з'єднань ПРВЛ виробництва різних закордонних фірм розглянуто в роботах [7, 8]. У роботі [8] показано, що зі збільшенням тривалості випробувань ПРАЛ на роботоздатність міцність пресових з'єднань зменшується. При цьому особливо інтенсивно при збільшенні часу випробувань ПРВЛ на роботоздатність зменшується міцність пресових з'єднань втулка – пластина.

У проаналізованих літературних джерелах дослідження пресових з'єднань в основному здійснювались для ПРВЛ виробництва країн пострадянського простору з використанням тільки великих вибірок.

Метою роботи є отримання, на основі теорії малих вибірок, статистичних характеристик (математичного сподівання і дисперсії розсіювання) моменту провертання запресованих в отвори пластин валиків ПРВЛ закордонних фірм і здійснення оцінювання суттєвості відмінностей отриманих характеристик досліджуваних ПРВЛ.

Основні завдання роботи: використавши теорію малих вибірок ($N \leq 10$, де N – кількість значень T у вибірці), отримати формули для математичного сподівання $M(T)$ і дисперсії розсіювання $D(T)$ випадкової величини T – моменту провертання; оцінити відношення математичного сподівання моменту провертання $M(T)$, максимального значення $T_{\max} = M(T) + 3\sigma(T)$ та мінімального $T_{\min} = M(T) - 3\sigma(T)$ до регламентованих стандартом значень T_P досліджуваних ПРВЛ; оцінити суттєві відмінності *M(T)* і *D(T)* для ПРВЛ різних виробництв; визначити ймовірність виходу $M(T)$ за межі регламентованих значень T_P; намітити перспективу подальших досліджень.

Результати дослідження. Для експериментальних досліджень були вибрані ПРВЛ з кроком 19,05 мм таких фірм: "Renold" (Великобританія), "Regina" (Італія), "Elite" (Швеція) і "Chain-Belt" (США). За відомою методикою [7] здійснили експериментальні дослідження й отримали значення статистичних рядів моменту провертання валика в отворі пластин, які наведено в таблиці 1.

Таблиця 1

Статистичні ряди моменту провертання *T*, Н·м валика в отворі пластин приводних ланцюгів, виготовлених закордонними фірмами

Фірма-виробник ПРВЛ	Статистичні ряди моменту провертання *T*, Н·м
1. "Renold"	5,3; 6,7; 7,3; 6,4; 8,2; 7,8
2. "Regina"	14,3; 13,6; 12,4; 14,7; 15,3; 12,7; 14,3; 13,5; 14,9; 15,7
3. "Elite"	13,2; 14,8; 15,6; 16,8; 15,8; 17,3; 15,7; 18,5; 12,5; 17,8
4. "Chain-Belt"	10,2; 11,5; 12,7; 14,0; 14,3; 12,5; 11,8; 12,9; 16,4; 15,8

У роботі, використавши метод побудови закону розподілу за малою вибіркою [11, 12], знайденј густине розподілу $f(t)$, математичне сподівання $M\left[T\right]$ і дисперсію $D\left[T\right]$ випадкової величини *T*.

При цьому проміжок [*a*; *b*] зміни значень величини *T* вважається відомим і таким, що $a = t_{k_{\min}}$, $b = t_{k_{\max}}$ ($t_{k_{\min}}, t_{k_{\max}}$ – відповідно найменше і найбільше значення серед t_k $(k = \overline{1, n})$ експериментальних даних випадкової величини *T*).

На початковому етапі знаходження $f(t)$ вважається, що ще не проведено жодного досліду, і приймається, що випадкова величина *T* розподілена за рівномірним законом

$$f(t) = \begin{cases} \dfrac{1}{b-a}, & t \in [a;b], \\ 0, & t \notin [a;b]. \end{cases}$$

Позначимо $\dfrac{1}{b-a}$ через $f_0(t)$ (тобто $f_0(t) = \dfrac{1}{b-a}$) і назвемо $f_0(t)$ апріорною (до досліду) щільністю розподілу розглядуваної випадкової величини *T*.

Наступний крок полягає в урахуванні результату першого досліду для уточнення апріорної щільності розподілу $f_0(t)$. Для цього апостеріорна (після першого досліду) щільність розподілу $f_1(t)$ випадкової величини *T* подається у вигляді

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

де стала c_1 визначається з умови нормування $\int_a^b f_1(t)\,dt = 1$;

$\varphi_1(t)$ – щільність розподілу ймовірностей після першого досліду.

Для врахування результату другого досліду за апріорну щільність розподілу випадкової величини T приймається $f_1(t)$, а її апостеріорна (після другого досліду) щільність розподілу $f_2(t)$ визначається за формулою

$$f_2(t) = c_2\left[f_1(t) + \varphi_2(t)\right],$$

де стала c_2 визначається з умови нормування $\int_a^b f_2(t)\,dt = 1$;

$\varphi_2(t)$ – щільність розподілу ймовірностей після другого досліду.

Якщо у формулу для $f_2(t)$ підставити вираз $f_1(t)$, то вона набуде вигляду

$$f_2(t) = c_1c_2f_0(t) + c_1c_2\varphi_1(t) + c_2\varphi_2(t).$$

Застосовуючи аналогічний підхід до n дослідів, отримаємо

$$f_n(t) = c_1c_2\cdot\ldots\cdot c_nf_0(t) + c_1c_2\cdot\ldots\cdot c_n\varphi_1(t) + c_2c_3\cdot\ldots\cdot c_n\varphi_2(t) + \ldots + c_n\varphi_n(t), \text{ або}$$

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

Тут сталі c_3, ..., c_n визначаються з відповідних умов нормування $\int_a^b f_k(t)\,dt = 1$ $(k = \overline{3, n})$.

Щільність розподілу ймовірностей k–го досліду $\varphi_k(t)$ є щільністю розподілу ймовірностей похибки одиничного експерименту, тому за $\varphi_k(t)$ приймається щільність нормального закону розподілу з математичним сподіванням t_k і середнім квадратичним відхиленням σ

$$\varphi_k(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{t - t_k}{\sigma}\right)^2\right], \quad (2)$$

де t_k – значення випадкової величини T, отримане внаслідок k-го досліду.

При цьому приймається, що σ є однаковим для всіх дослідів і дорівнює $\sigma = \frac{b-a}{6}$.

Знайдемо сталі c_k $(k = \overline{1, n})$.

При $k = 1$ маємо

$$\int_a^b f_1(t)\,dt = c_1\int_a^b \left[f_0(t) + \varphi_1(t)\right]dt = 1,$$

звідки

$$c_1 = \frac{1}{\int_a^b \left[f_0(t) + \varphi_1(t)\right]dt},$$

де $\varphi_1(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{t - t_1}{\sigma}\right)^2\right]$.

Обчислимо інтеграли $\int_a^b f_0(t)\,dt$ і $\int_a^b \varphi_1(t)\,dt$:

1) $\int_a^b f_0(t)\,dt = \frac{1}{b-a}\int_a^b dt = \frac{1}{b-a}t\Big|_a^b = \frac{1}{b-a}\cdot(b-a) = 1$;

2) Для обчислення інтеграла $\int_a^b \varphi_1(t)\,dt = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_a^b e^{-\frac{(t-t_1)^2}{2\sigma^2}}dt$ введемо нову змінну $z = \frac{t-t_1}{\sigma}$, звідки $t = \sigma z + t_1$, $dt = \sigma dz$.

Знайдемо нові межі інтегрування. Якщо $t = a$, то $z = \frac{a-t_1}{\sigma}$, якщо $t = b$, то $z = \frac{b-t_1}{\sigma}$.

Отже

$$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_a^b e^{-\frac{(t-t_1)^2}{2\sigma^2}}dt = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{\frac{a-t_1}{\sigma}}^{\frac{b-t_1}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}}dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{\frac{a-t_1}{\sigma}}^{0} e^{-\frac{z^2}{2}}dz + \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{0}^{\frac{b-t_1}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}}dz =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{0}^{\frac{b-t_1}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}}dz - \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{0}^{\frac{a-t_1}{\sigma}} e^{-\frac{z^2}{2}}dz.$$

Використовуючи функцію Лапласа

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_0^x e^{-\frac{z^2}{2}}dz,$$

остаточно отримаємо

$$\int_a^b \varphi_1(t)\,dt = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_a^b e^{-\frac{(t-t_1)^2}{2\sigma^2}}dt = \Phi\left(\frac{b-t_1}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-t_1}{\sigma}\right).$$

Тоді

$$c_1 = \frac{1}{1+\Phi\left(\frac{b-t_1}{\sigma}\right)-\Phi\left(\frac{a-t_1}{\sigma}\right)}.$$

Сталі c_2, ..., c_n знаходяться аналогічно і тому формулу для обчислення сталих c_k $(k=\overline{1,n})$ можна записати так:

$$c_k = \frac{1}{1+\Phi\left(\frac{b-t_k}{\sigma}\right)-\Phi\left(\frac{a-t_k}{\sigma}\right)} \quad (k=\overline{1,n}). \tag{3}$$

Отже, з урахуванням формул (1), (2) та $f_0(t) = \frac{1}{b-a}$, шукану щільність розподілу $f(t)$ запишемо у вигляді

$$f(t)=\begin{cases}\dfrac{1}{b-a}\prod\limits_{k=1}^{n}c_k+\dfrac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\sum\limits_{k=1}^{n}\exp\left[-\dfrac{1}{2}\left(\dfrac{t-t_k}{\sigma}\right)^2\right]\prod\limits_{i=k}^{n}c_k & \text{при } t\in[a;b],\\ 0 & \text{при } t\notin[a;b].\end{cases} \quad (4)$$

Тут сталі c_k $(k=\overline{1,n})$ обчислюються за формулою (3).

Для випадкової величини *T*, щільність розподілу якої визначається формулою (4), її математичне сподівання має вигляд

$$M(T)=\int\limits_a^b tf(t)\,dt=\frac{1}{b-a}\prod_{k=1}^{n}c_k\int\limits_a^b t\,dt+\sum_{k=1}^{n}\prod_{i=k}^{n}c_k\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int\limits_a^b te^{-\frac{(t-t_k)^2}{2\sigma^2}}dt\,.$$

Обчисливши інтеграли, що є у формулі для $M(T)$, отримаємо

$$M(T)=\frac{a+b}{2}\prod_{k=1}^{n}c_k+\sum_{k=1}^{n}\prod_{i=k}^{n}c_k\left\{\frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}}\left(e^{-\frac{z_{1_k}^2}{2}}-e^{-\frac{z_{2_k}^2}{2}}\right)+t_k\left[\Phi(z_{2_k})-\Phi(z_{1_k})\right]\right\}, \quad (5)$$

де $z_{1_k}=\dfrac{a-t_k}{\sigma}$, $z_{2_k}=\dfrac{b-t_k}{\sigma}$.

Для розглядуваної випадкової величини *T* дисперсія $D(T)$ визначається за формулою

$$D(T)=\int\limits_a^b t^2f(t)\,dt-M^2(T),$$

яка після обчислення інтеграла

$$\int\limits_a^b t^2f(t)\,dt=\frac{1}{b-a}\prod_{k=1}^{n}c_k\int\limits_a^b t^2dt+\sum_{k=1}^{n}\prod_{i=k}^{n}c_k\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int\limits_a^b t^2e^{-\frac{(t-t_k)^2}{2\sigma^2}}dt\,,$$

набуде вигляду

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

$$\left.+(\sigma^2+t_k^2)\left[\Phi(z_{2_k})-\Phi(z_{1_k})\right]\right\}-M^2(T), \quad (6)$$

де $M(T)$ визначається за формулою (5).

Отже, щільність розподілу випадкової величини *T* визначається формулою (4), а її математичне сподівання $M(T)$ і дисперсія $D(T)$ відповідно формулами (5) і (6).

Результати обчислення $M(T)$, $D(T)$, коефіцієнтів варіації $k_{0i}=\sigma_i(T)/\overline{T_i}$ (*i* – порядковий номер фірми-виробника ПРВЛ) полів розсіювання та максимальних значень $T_{\max}=M(T)+3\sigma(T)$ і мінімальних $T_{\min}=M(T)-3\sigma(T)$ значень величини *T* наведено в таблиці 2.

Таблиця 2

Характеристики розсіювання моменту провертання валиків в отворах пластин та екстремальні значення $T_{\min}$ і $T_{\max}$

Фірма	Значення характеристик					
	k_0	$M(T)$, Н·м	$D(T)$, $(\text{Н·м})^2$	$T_{\min}$, Н·м	$T_{\max}$, Н·м	Поле розсіювання ($6\sigma(T)$), Н·м
1. “Renold”	0,095	7,29	0,48	5,21	9,37	4,16
2. “Regina”	0,057	14,62	0,69	12,12	17,11	4,99
3. “Elite”	0,125	15,60	3,80	9,75	21,45	11,70
4. “Chain-Belt”	0,117	14,06	2,73	21,45	19,55	10,45

Використавши [13] і дані таблиці 2, за критеріями Стьюдента $t_k = \dfrac{|M(T)_1 - M(T)_2|}{\sqrt{n_1 \cdot D(T)_1 + n_2 \cdot D(T)_2}} \sqrt{\dfrac{n_1 \cdot n_2 \cdot (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}}$, тут n_1 і n_2 – величини вибірок, і Фішера $F = \dfrac{D(T)_1}{D(T)_2}$, де $D(T)_1 > D(T)_2$, оцінили суттєвість відмінностей значень математичних сподівань і дисперсії розсіювання моменту провертання валиків у отворах пластин.

Підрядкові індекси 1 і 2 при характеристиках розсіювання величини T та величинах вибірок означають відповідні дані для ланцюгів двох різних фірм.

Встановлено, що математичне сподівання величини T для пресових спряжень валик – пластина ланцюгів фірми “Renold” суттєво відрізняється від відповідних значень математичного сподівання величини T пресових спряжень ланцюгів фірм “Regina”, “Elite” та “Chain-Belt”. А щодо порівняння математичного сподівання величини T досліджуваних ланцюгів трьох останніх фірм, то гіпотеза їх рівності підтвердилася.

Виявлено, що відмінність дисперсій розсіювання величини T для відповідних пар ланцюгів фірм “Renold” ($D(T) = 0,48(H \cdot м)^2$) і “Regina” ($D(T) = 0,69(H \cdot м)^2$) та для ланцюгів фірми “Elite” ($D(T) = 3,8(H \cdot м)^2$) і “Chain-Belt” ($D(T) = 2,73(H \cdot м)^2$), є несуттєвою, а дисперсії розсіювання величини T для ланцюгів фірм “Elite”, “Chain-Belt” відносно цього ж показника для ланцюгів фірм “Renold” і “Regina” суттєво відрізняються.

На основі вищеподаних даних можна стверджувати, що поля допусків для діаметрів валиків і отворів пластин досліджуваних пар ланцюгів фірм Renold” і “Regina” та “Elite” і “Chain-Belt” практично однакові, а номінальні значення натягів у пресових спряженнях валик – пластина ланцюгів фірм “Regina”, “Elite” і “Chain-Belt” співрозмірні й суттєво відрізняються від величини натягів у аналогічних пресових спряженнях ланцюгів фірми “Renold”.

Аналіз отриманих значень коефіцієнта варіації досліджуваних ланцюгів показав, що найбільша стабільність міцності пресових з’єднань (величини моменту провертання) забезпечується фірмою “Regina”, найменша – фірмою “Elite”.

Взявши до уваги, що чинним стандартом [1] для досліджуваного ланцюга з кроком 19,05 мм встановлено регламентоване значення моменту провертання $T_p = 6H \cdot ì$, то для ланцюгів фірми “Renold”, в яких $T_{\min} = 5,21H \cdot м$, є ризик отримати певний відсоток з’єднань, які не відповідають вимогам стандарту, тобто є ймовірність появи браку. Ймовірність отримання браку $\tau'_н$ (%) за нижньою границею визначається за формулою

$$\tau'_t = \left[0{,}5 - \Phi\left(\frac{T_p - M(T)}{\sqrt{D(T)}}\right)\right] \cdot 100\%,$$

де $\Phi\left(\frac{T_p - M(T)}{\sqrt{D(T)}}\right)$ – функція Лапласа.

Підставивши дані з таблиці 2, отримали $\tau'_t = 3{,}14\%$, що є меншим допустимого рівня – 5 % ризику, що застосовується в машинобудуванні.

Висновки. Поля розсіювання моменту провертання валиків у отворах пластин ланцюгів фірм “Regina”, “Elite” і “Chain-Belt” відповідно у 1,2; 2,8; 2,4 раза більші від аналогічного параметру міцності пресових з’єднань ланцюгів фірми “Renold”. Це підтверджує те, що найточніші й стабільні натяги у пресових з’єднаннях валик – пластина, а, отже, і найвища точність діаметрів валиків і отворів пластин забезпечені фірмою “Renold”.

Відношення математичного сподівання *M*(*T*) моменту провертання валиків у отворах пластин ланцюгів фірм “Renold”, “Regina”, “Elite” і “Chain-Belt” до регламентованих [1] значень T_p склало відповідно 1,21; 2,43; 2,6 і 2,34 раза, а відношення максимального значення T_{max} до регламентованих значень T_p досліджуваних ланцюгів склало відповідно 1,56; 2,85; 3,57; 3,26. Це свідчить про можливість виникнення такого напружено-деформованого стану в отворах пластин, при якому реальне значення руйнівного навантаження може бути менше регламентованого [1], що неприпустимо.

За коефіцієнтом варіації моменту провертання запресованих у отворах пластин валиків досліджуваних ланцюгів виявлено, що найбільша стабільність міцності пресових з’єднань валик – пластина забезпечується фірмою “Regina”, а найменша – фірмою “Elite”.

Перспектива. Запропонована методика й результати досліджень можуть бути використані для оптимізації розмірних параметрів спряжуваних поверхонь пресових з’єднань і дослідження в імовірнісному аспекті впливу натягів на міцність пресових з’єднань.

Conclusions. Scattering fields of the pin turning moment in the chain plate holes of the companies “Regina”, “Elite” and “Chain-Belt” are larger in 1,2; 2,8; 2,4 times respectively than that of similar parameter of the chain pressed joints strength of the “Renold” company. It testifies, that the most precise and stable tensions are in the roll-plate stressed joints, that is, the most precise diameters of rolls and plate holes are provided by the “Renold” company.

Relation of the mathematic expectation M(T) of the rolls turning moment in the chain plate holes of the companies “Renold”, “Regina” , “Elite” and “Chain-Belt” to the standard [1] values T_p is respectively: 1,21; 2,4; 2,6 and 2,34, and relation of the maximum value T_{max} to the standard values T_p of the tested chains is respectively: 1,56; 2,85; 3,57; 3,26. It testifies the possibility of appearance of such stress-strain state in the plane holes, under which the real value of fracture loading can be less than that of standard [1] which is impossible.

According to the variation factor of the turning moment of the pressed in holes plate rolls of the tested chains it was found, that the highest stability of the roll-plate pressed joints strength is provided by the “Regina” company, the lowest – by the “Elite” company.

Expectations. The method proposed and the results of investigations can be less applied for the optimization of the dimention parameters of the coupling surfaces of the pressed joints and investigation of the tension effect on the pressed joints strength in the relativity aspect.

Список використаної літератури

1. ДСТУ ГОСТ 13568:2006 (ISO 606:1994). Ланцюги приводні роликові та втулкові. Загальні технічні умови (ГОСТ 13568-97(ИСО 606-94), IDT; ISO 606:1994, NEQ) – Чинний з 2007-10-01. – К.: Держспоживстандарт України, 2007. – 31 с.
2. ГОСТ 21834-87. Цепи приводные роликовые повышенной прочности и точности. Технические условия. – Введ. 1989-01-01. – М.: Изд-во стандартов, 1988. – 16 с.
3. Аллахвердыев, Р.А. О величине момента проворота втулок цепей [Текст] / Р.А. Аллахвердыев // Пути повышения качества нефтепромышленного оборудования и инструмента: тези докл. научно-технической конференции молодых ученых и специалистов нефтяного машиностроения (1 – 2 ноября 1972 г.). – Баку: НИЧНТИ, 1972. – С. 12 – 13.
4. Воробьев, Н.В. Повышение качества цепных передач [Текст] / Н.В. Воробьев, И.И. Ивашков, Б.Н. Филимонов // Вестник машиностроения. – 1963. – № 5. – С. 17 – 18.
5. Жуков, К.П. Чистота обработки трущихся поверхностей деталей шарнира и ее влияние на период приработки и износостойкость цепи // Волновые и цепные передачи; под ред. Г.Б. Столбина, Н.И. Цейтлина. – М.: Станки, 1967. – С. 289 – 297.
6. Искандеров, И.А. Исследование прочности соединений приводных роликовых цепей буровых установок [Текст]: автореф. дис. ... канд. техн. наук: спец. 05.02.02 / И.А. Искандеров; Московський институт нефти и газа. – М., 1974. – 14с.
7. Луців, І.В. Вплив орієнтації втулок на міцність пресових з’єднань [Текст] / І.В. Луців, П.Д. Кривий, П.П. Кривінський // Вісник ТДТУ. – 2009. – Том 14. № 2. – С. 50 – 56.
8. Филимонов, Б.Н. Исследование прочности соединений втулочно-роликовых цепей [Текст] / Б.Н. Филимонов // Изв. вузов: Машиностроение. – 1965. – № 6. – С. 67 – 75.
9. Кривий, П. Дослідження форми згортних втулок внутрішніх ланок приводних роликових і втулкових ланцюгів [Текст] / П. Кривий, І. Муха // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – 1999. – Том 4. № 3. – С. 78 – 87.
10. Шляков, Э.М. Улучшение конструкции и технологии изготовления втулочно-роликовых цепей [Текст] / Э.М. Шляков // Вестник машиностроения, 1977. – № 2. – С. 8 – 10.
11. Гаскаров, Д.В. Малая выборка [Текст] / Д.В. Гаскаров, В.И. Шаповалов. – М.: Статистика, 1978. – 248 с.
12. Башков, В.М. Испытание режущего инструмента на стойкость [Текст] / В.М. Башков, П.Г. Кацев. – М.: Машиностроение, 1985. – 136 с.
13. Колкер, Я.Д. Математический анализ точности механической обработки деталей [Текст] / Я.Д. Колкер. – Киев: Техника, 1979. – 200 с.

Отримано 01.03.2013