7. Принципы создания композиционных полимерных материалов/ Ал.Ал. Берлин, С.А. Вольфсон, В.Г. Ошмян и др. – М.: Химия, 1990.

8. Ханин М.В., Зайцев Г.П. Изнашивание и разрушение полимерных композиционных материалов. – М.: Химия, 1990.

9. Хасуй А. Техника напыления: Пер. с японского. – М.: Машиностроение, 1975.

10. Яковлев А.Д., Здор В.Ф., Каплан В.И. Порошковые полимерные материалы и покрытия на их основе. 2-е изд., перераб. – Л.: Химия, 1979.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИЗНОСОВ ШЛИЦОВ ПЕРВИЧНОГО ВАЛА КОРОБКИ ПЕРЕДАЧ ТРАКТОРА Т-150

А.В. Сайчук, аспирант
ХГТУСХ
(г. Харьков, Украина)

Statistical analysis of wears of groove of the primary billow G-B of the T-150 tractor

A statistical analysis of wear of groove of the primary billow G-B of the T-150 tractor is executed. It is shown, that nature of wear of groove enough well submits to distribution logarithmic normal and in accord with the Veibyl law.

Проблема. При исследовании износа шлицов первичного вала коробки передач (КП) трактора Т-150 в первой части выполненных исследований [1] были получены результаты, из которых можно заключить, что величина износа шлицов не описывается нормальным распределением.

Анализ последних исследований. Отклонение в данном случае объясняется тем, что износ шлицов вала, как и многих других деталей, является следствием протекания нескольких видов изнашивания [5].

Цель исследования. Для описания наиболее полного согласования теоретической и экспериментальной кривой износа следует провести оценку с использованием законов логарифмически нормального распределения и Вейбулла. Вторая часть научной работы посвящается именно этому исследованию, которое будет использовано при выборе технологических параметров восстановления деталей с учетом их фактического износа.

Результаты исследования. Вычисляем параметры логарифмически нормального распределения, используя графический метод. На горизонтальной оси откладываем значение $\lg x_i$, а на вертикальной оси – значение Z_a – квантилей нормального распределения. Построив опытные точки (значения их выбираем из таблицы 1, колонки 3 и 7), описываем их прямой. С этой прямой при тех же значениях $\lg x_i$ снимаем Z_{aT} – теоретические квантили.

Последовательность этих вычислений приведена в таблице1.

Таблица 1. Последовательность вычислений, необходимых для построения графика $Z_a=f(\lg x)$

Номер интервала	Середина интервала	$\lg x_i$	m_i	$W=am_i$ $\sum_{i=1}^{n} mi$	W_i накопления	Квантиль Z_a	Квантиль теоретический, Z_{aT}	Вероятность интервала P(x) накопления	lP(x)-W$_i$l накопления
1	0,3	-0,532	19	+0,120	+0,120	-1,175	-1,23	0,110	0,01
2	0,9	-0,046	46	+0,290	+0,410	-0,228	-0,04	0,470	0,06
3	1,5	0,18	40	0,250	0,66	0,412	0,50	0,690	0,03
4	2,1	0,32	20	0,127	0,787	0,796	0,80	0,790	0
5	2,7	0,34	16	0,100	0,887	1,211	1,10	0,860	0,03
6	3,3	0,52	7	0,044	0,931	1,484	1,32	0,910	0,02
7	3,9	0,59	3	0,020	0,951	1,656	1,40	0,920	0,03
8	4,5	0,65	4	0,025	0,976	1,965	1,48	0,929	0,05
9	5,1	0,71	1	0,006	0,982	2,108	1,52	0,935	0,05
10	5,7	0,76	1	0,006	0,988	2,270	1,55	0,940	0,05
11	6,3	0,80	1	0,006	0,994	2,512	1,64	0,945	0,05

В таблице1 во 2-й колонке приведена середина интервала, в 3-й – логарифм середины интервала, в 4-й – эмпирические частоты, в 5-й – эмпирические частоты, в 6-й – эмпирические накопленные частоты, в 7-й – квантили, в 8-й – теоретические квантили, определенные по графику (рис. 1), в 9-й – вероятность интервала накопления, в 1-ой – разность накопленных вероятностей и частотностей. Для нахождения значений x и σ строим график зависимостей квантилей.

$\lg x_i$ и Z_a, показаны на рисунке 2. Используя этот график и специальную методику вычисления параметров распределения x и σ, находим их значения: $x\approx1{,}58$; $\sigma\approx 0{,}92$ [3].

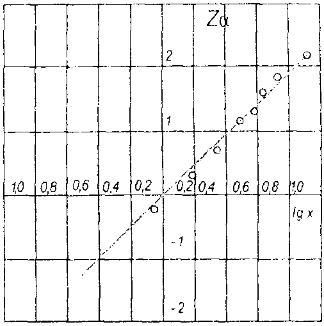

Рис.1. Определение квантилей логарифмически нормального распределения

Проверяем, соответствует ли гипотеза распределения величины износа логарифмически нормальному распределению. Необходимые данные для вычисления критериев согласия χ^2 и λ приведены в таблице 2.

Таблица 2. Данные для вычисления критериев согласия

Номер интервала	x_i	m_i	m_i\`	m_i-m_i\`	$(m_i-m_i`)^2/m\ m_i`$	m_i накопленное	m_i\` накопленное	Im_i-m_i\`I
1	0,3	19						
2	0,9	46	17,38	1,62	0,15	19	17,38	1,62
3	1,5	40	56,68	10,68	2,08	65	74,16	9,16
4	2,1	20	34,76	5,24	0,76	105	108,92	3,92
5	2,7	16	15,80	4,20	1,07	125	124,72	1,72
6	3,3	7	11,06	4,94	1,75	141	135,78	5,22
7	3,9	3	7,90	0,90	0,10	148	143,68	4,32
8	4,5	4	1,580	1,480	0,287	151	145,26	5,76
9	5,1	1			-			
10	5,7	1	3,95	3,005	2,35	158	149,21	8,79
11	6,3	1			-			
Сумма		158			9,547			

Находим $P_к(x^2)$=0,09>0,05. Следовательно, рассматриваемое распределение согласуется с логарифмически нормальным законом. График функции приведен на рисунке 2 (критерий согласия λ=0,72). При этом $P(\lambda)$=0,3<<0,05, т.е. рассматриваемое эмпирическое распределение согласуется с логарифмически нормальным законом.

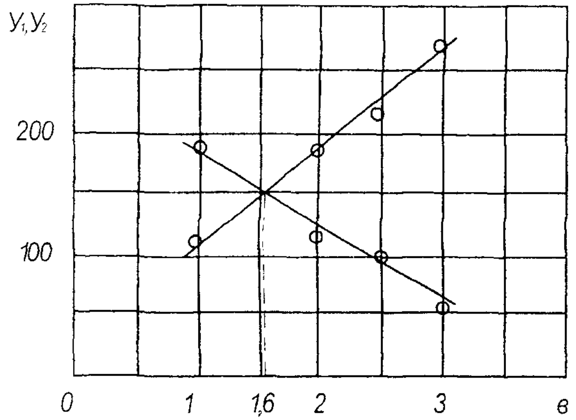

Рис. 3. Определение параметров согласно закону распределения Вейбулла: 1 – нормаль возрастания по закону Вейбулла; 2 – нормаль убыли по закону Вейбулла

Вычислим параметры распределения Вейбулла, используя графический метод, при помощи вспомогательных величин. На рисунке 3 показан график для определения параметров a и b распределения Вейбулла. Вспомогательные величины y_1 и y_2 определены по формулам

$$У_1=N/b+\Sigma inx_i\cdot m_i;\ У_2=N\Sigma x_i^{binxi}m_i/\Sigma x_i^b m_i.$$

При известной из графика величине параметра b значение a распределения Вейбулла определяется как $a=\sqrt[b]{\sum x_i^b/n}$ [4].

Для данного распределения a=1,6; b=1,62.

По величине параметра a определяем среднее значение x_i и среднее квадратическое отклонение σ

$$x_i=a\cdot к_b=1,62\cdot 0,897=1,453;$$

$$\sigma=a\cdot c_b=1,62\cdot 0,597=0,967,$$

где K_b и c_b – коэффициенты, определяемые из уравнений

$$k_b=Г(1-1/b)=Г(1-1/1,6)=0,897;$$

$$c_b=\sqrt{Г(1+2/b)-к_b^2}=\sqrt{1,164-0,805}=0,597.$$

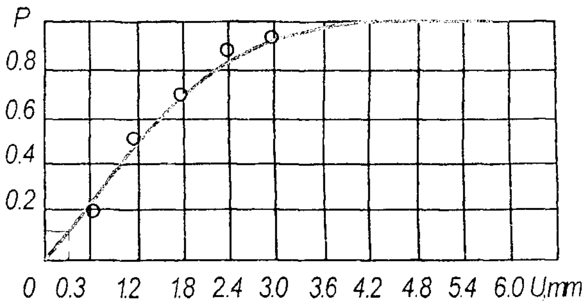

Рис. 3. Интегральная функция закона распределения Вейбулла

Значение гамма-функции выражается как Г(x). Зная параметры распределения a и b, среднюю величину x и среднее квадратическое отклонение σ, находим теоретические частоты m_i, их значения вносим в колонку 1 таблицы 6.

Необходимые данные для вычисления критериев согласия χ^2 и λ для проверки гипотезы соответствия эмпирического распределения величины износа распределения Вейбулла приведены в таблице 3.

Таблица 3. Последовательность вычислений критериев согласия χ^2 и λ

Номер интервала	x_i	m_i	$m_i`$	m_i-$m_i`$	$(m_i$-$m_i`)^2$	$(m_i$-$m_i`)^2/m\ m_i`$	$m_{iн}$	$m_{iн}`$	Im_i-$m_i`$I
1	0,3	19	31,46	12,46	155,25	4,93	19	31,46	21,46
2	0,9	46	44,85	1,35	1,82	0,04	65	76,36	11,31
3	1,5	40	37,11	2,89	8,35	0,22	105	113,52	8,52
4	2,1	20	23,94	3,94	15,52	0,65	125	137,46	12,46
5	2,7	16	12,85	3,15	9,92	0,77	141	150,31	9,31
6	3,3	7	6,22	0,78	0,61	0,09	148	156,53	8,53
7	3,9	3	2,55	0,45	0,20	0,08	151	158,08	8,08
8	4,5	4	-	-	-	-	155	-	-
9	5,1	1	-	-	-	-	156	-	-
10	5,7	1	-	-	-	-	157	-	-
11	6,3	1	-	-	-	-	158	-	-
Сумма		158				6,78			

Как следует из таблицы 3, величина χ^2=6,78, а число степеней свободы к=7-2-4=4; при этом Рк (x^2)=0,15>0,05. В этом случае гипотезу о соответствии эмпирического распределения закона Вейбулла можно считать приемлемой. Рассчитанный по данным таблицы 3 критерий согласия λ=1,1 при этом P_λ=0,17>>0,05, т.е. гипотезу принимаем. График функции приведен на рисунке 4.

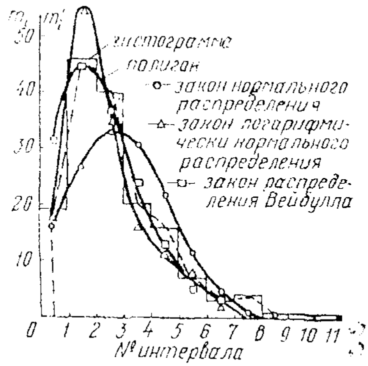

Рис. 4. Гистограмма, полигон и выровненные кривые трех законов распределения

Выводы. Анализируя полученные результаты, можно заключить, что эмпирическое распределение величины износа шлицев не описывается законом нормального распределения, но хорошо описывается распределением логарифмически нормальным и согласно закону Вейбулла. Используя интегральную функцию закона распределения Вейбулла (рис. 4), определим вероятность поступления деталей в ремонт с износом менее допустимого, который составляет (0,31 мм), она составляет 0,1 – 0,1. Это соответствует действительному положению с учетом остаточного ресурса машин.

ЛИТЕРАТУРА

1. Статистический анализ износа шлицев первичного вала коробки передач трактора Т-150. Ч. I / Т.С. Скобло, В.И. Иванов, А.В. Сайчук // Вісник ХДТУСГ. "Підвищення надійності відновлюємих деталей машин". Вип. 16. – Харків, 2003.

2. Восстановление деталей и ремонт машин: Сб. / Под ред. Е.Л. Воловика. ГОСНИТИ. – Калуга, 1975.

3. Леонов А., Дроздов В., Корнеев Л. Электродуговая наплавка шлицевых валов.

4. Справочник технолого-машиностроителей: В 2 т. 3-е изд. Т.2 / Под ред. А.Н.Макова. – М.: Машиностроение, 1972.

5. Казарик В.И. Методика расчета износа поверхности деталей.- М., 1982.

6. Самохоцкий А.И., Порфеновская Н.Г. Технология термической обработки металлов. – М.: Машиностроение, 1976.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ТЕМПЕРАТУРЫ В ЗОНЕ ТРЕНИЯ ПРИ ФРИКЦИОННО-МЕХАНИЧЕСКИМ МЕДНЕНИИ ПРУТКОВЫМ ИНСТРУМЕНТОМ

Г.В. Брезгунов, инженер
УО «БГСХА»
(г. Горки, Республика Беларусь)

Definition of temperature in a zone of abrasion at friction-mechanical a copperizing the rod instrument

The procedure of definition of temperature in a zone of abrasion is circumscribed at friction-mechanical a copperizing by the rod instrument. Results of researches are reduced.

Финишная антифрикционная безабразивная обработка (ФАБО) деталей способствует увеличению их износостойкости. Сущность ее состоит в том, что поверхность взаимодействия трущихся деталей покрывают слоем твердосмазочного материала путем использования явления переноса металла при трении. Толщина образуемого покрытия – 1 – 5 мкм. Наибольший интерес представляет фрикционно-механическое нанесение медьсодержащего металла на зеркала гильз цилиндров. Исследования показали, что наличие медьсодержащего покрытия приводит к уменьшению коэффициента трения между поршневым кольцом и зеркалом цилиндра в 2 раза, а срок службы двигателей повышается на 20-25%, и расход топлива снижается на 2,8% [1].

Наиболее простым, не требующим сложного оборудования и недостаточно изученным способом финишной обработки является процесс нанесения латуни, бронзы и меди – фрикционное латунирование, бронзирование и меднение.