

УДК 629.7.015.4:620.178.3+519.2

Э.К.Шекатурин

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЕЛИЧИН СУММ
ОТНОСИТЕЛЬНЫХ УСТАЛОСТНЫХ ПОВРЕЖДЕНИЙ АЛЮМИНИЕВОГО СПЛАВА
ПРИ ДВУХСТУПЕНЧАТЫХ ИСПЫТАНИЯХ

Двухступенчатые усталостные испытания можно рассматривать как первое приближение нагружения элементов конструкций, которые в течение некоторого времени подвергались воздействию эксплуатационных нагрузок, а затем были поставлены на усталостные испытания до разрушения на каком-то форсированном режиме с постоянным уровнем переменного нагружения. Такая интерпретация двухступенчатых испытаний представляется допустимой, если обе ступени нагружения рассматривать как некоторые режимы стационарного нагружения, эквивалентные эксплуатационному режиму нагружения и какому-то программному форсированному по нагрузке нагружению. Такой подход к двухступенчатым испытаниям возможен еще и в силу того, что натурные элементы конструкций в некоторых случаях могут быть заменены определенными эквивалентными образцами [1]. С другой стороны, двухступенчатые испытания могут рассматриваться как имитация реального стационарного нагружения, уровень которого изменяется с низкого на более высокий. Поэтому ряд задач научного поиска может решаться на основе двухступенчатых усталостных испытаний, преимущество которых в их простоте. При этом в исследовании могут применяться достаточно простые образцы стандартного типа по ГОСТ 2860-65.

В данной работе стационарному и двухступенчатому усталостному нагружению подвергались плоские образцы, изготовленные из листового алюминиевого сплава Д16АТ толщиной 3 мм двух различных

плавков (I и 2). Общая длина образца составляла 650 мм, ширина в рабочей части - 120 мм, образцы выполнялись с концентратором напряжений в виде центрального отверстия диаметром 12 мм.

Таблица I

№ плавки	σ_B , кг/мм ²	$\sigma_{0,2}$ кг/мм ²	δ , %	$\sigma_{p.б.}$, кг/мм ²	$\sigma_{p.н.}$, кг/мм ²
I	45,0	30,4	15,0	35,2	39,2
2	44,6	32,8	16,0	35,2	39,1

Прочностные характеристики материала этих плавков приведены в таблице I, где σ_B - временное сопротивление, $\sigma_{0,2}$ - условный предел текучести, δ - относительное удлинение, $\sigma_{p.б.}$, $\sigma_{p.н.}$ - разрушающие напряжения образцов по сечениям "брутто" и "нетто" соответственно. Эти данные получены по результатам испытаний пяти образцов из материала каждой плавки. Усталостные испытания на растяжение в стационарном режиме проводились при двух уровнях максимальных напряжений (в сечении "брутто") пульсирующего цикла: 6,5 и 17,6 кг/мм². Результаты этих испытаний приведены в таблице 2, где \bar{N}_H , \bar{N}_K - среднелогарифмические числа циклов до разрушения при стационарном нагружении с напряжениями $\sigma_{max}^{(H)} = 6,5$ кг/мм² и $\sigma_{max}^{(K)} = 17,6$ кг/мм² соответственно.

Таблица 2

№ плавки	$\sigma_{max}^{(H)}$, кг/мм ²	\bar{N}_H , ЦИКЛ	\bar{N}_K , ЦИКЛ	$n_H =$ $= 0,03 \bar{N}_H$, ЦИКЛ	$n_H =$ $= 0,50 \bar{N}_H$, ЦИКЛ
	$\sigma_{max}^{(K)}$, кг/мм ²				
I	6,5	2 523 000	-	75 700	-
	17,6	-	31 740		
2	6,5	1 545 000	-	-	772 500
	17,6	-	24 900		

Обычные и двухступенчатые усталостные испытания проводились на серийном гидравлическом пульсаторе типа МУП-50 с частотой переменного нагружения 400 цикл/мин. При двухступенчатых испытаниях начальная тренировка осуществлялась при $\sigma_{\max}^{(H)} = 6,5 \text{ кг/мм}^2$ в течение n_H циклов, а конечное нагружение (доламывание) — при циклических напряжениях с $\sigma_{\max}^{(K)} = 17,6 \text{ кг/мм}^2$, при этом были получены соответствующие числа циклов до разрушения при доламывании n_K . Схема двухступенчатых испытаний показана на рис. 1.

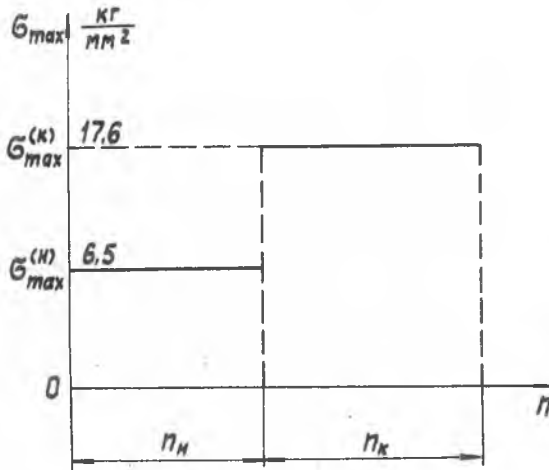


Рис. 1

Величины n_H приведены в таблице 2. При этом нагружении было испытано 71 и 62 образца из материала плавков 1 и 2 соответственно при указанных значениях n_H (см. табл. 2).

Полученные экспериментальные данные были подвергнуты статистическому анализу, который заключается в выпрямлении результатов испытаний на нормальной вероятностной бумаге [2, 3] и в применении критерия соответствия ω^2 Мизеса-Смирнова [4, 5], который обладает рядом преимуществ по сравнению с таким распространенным критерием, как критерий χ^2 . В данной работе критерий ω^2 использован в виде произведения $m\omega^2$, для которого имеется

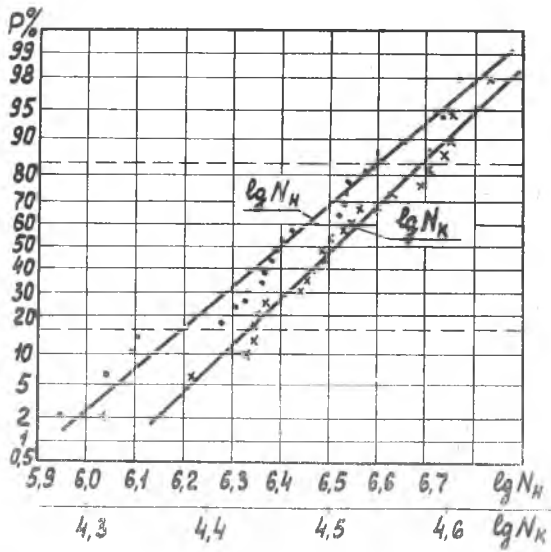


Рис. 2

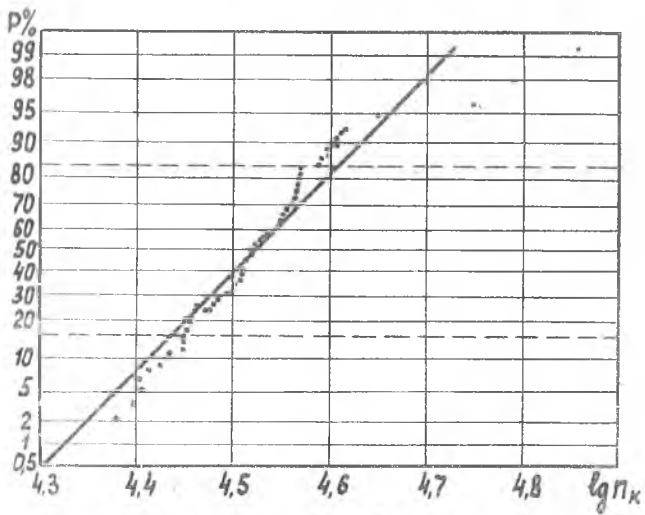


Рис. 3

таблица значений верхнего предела этого произведения \bar{z}_q в зависимости от уровня значимости q , % [5]. Здесь m - количество экспериментальных данных в выборке. При статистическом анализе всех случайных величин было принято, что $\bar{z}_q = 0,4614$ при уровне значимости $q = 5\%$.

Были проанализированы все результаты усталостных испытаний образцов из материала плавки I. На рис. 2 и 3 приведены результаты выпрямления на нормальной вероятностной бумаге величин $\lg N_H$, $\lg N_K$, $\lg n_K$. Здесь и далее везде эмпирическая вероятность определялась как

$$p = \frac{i - 0,5}{m} 100\%,$$

где i - порядковый номер элемента в вариационном ряде данной выборки; m - объем выборки.

Из приведенных графиков видно, что экспериментальные данные удовлетворительно аппроксимируются нормальной функцией распределения, которая представлена на графиках прямыми, построенными по соответствующим оценкам параметров эмпирических распределений. Это подтверждается и эмпирическим значением критерия $m\omega^2$, который для распределений $\lg N_H$, $\lg N_K$ и $\lg n_K$ оказался меньше $\bar{z}_q = 5\%$ (см. таблицы 3 и 4), т.е. экспериментальные данные не противоречат гипотезе о двухпараметрическом нормальном распределении упомянутых величин. В таблицах 3 и 4 обозначено: S - стандартное отклонение; \bar{n}_K и \bar{N}_K - среднеарифметическое и среднелогарифмическое значение числа циклов при доламывании соответственно; $\lg \bar{N}_H$, $\lg \bar{N}_K$ и $\lg \bar{n}_K$ - средние логарифмы чисел циклов N_H , N_K и n_K ; \bar{x} - средний логарифм величин $\lg x$; \bar{x} и \bar{x} - среднеарифметическое и среднелогарифмическое значение величин x соответственно. Индекс при S и $m\omega^2$ обозначает случайную величину, которую характеризуют эти параметры.

Значительные отклонения от прямой на рис. 3 наблюдаются только в области верхнего "хвоста" распределения (выпали три точки). Такая картина получилась при величине тренировки

$n_H = 0,03 \bar{N}_H$. При тренировке $n_H = 0,50 \bar{N}_H$ для образцов из материала плавки 2 распределение величин n_K резко изменилось (см. табл. 4): критерий $m\omega^2$ показывает, что в данном случае опытные величины не противоречат гипотезе о двухпараметрическом

Таблица 3 (плавка I)

Параметры	N_H			N_K		
	$\lg \bar{N}_H$	$S_{\lg N_H}$	$m\omega^2$	$\lg \bar{N}_K$	$S_{\lg N_K}$	$m\omega^2$
Оценки параметров	6,402	0,207	0,0520	4,502	0,073	0,0350

Таблица 4

Параметры	$n_H = 0,03 \bar{N}_H$	$n_H = 0,50 \bar{N}_H$	
	$m = 71$	$m = 62$	$m = 56$
\bar{n}_K	34520	-	12770
S_{n_K}	7908	-	5773
$(m\omega^2)_{n_K}$	0,45355	-	0,06079
$\lg \bar{n}_K$	4,529	-	3,867
\bar{n}_K	33800	-	7350
$S_{\lg n_K}$	0,0871	-	0,9556
$(m\omega^2)_{\lg n_K}$	0,17625	-	2,37916
\bar{z}	1,096	0,9501	1,0391
S_z	0,245	0,293	0,197
$(m\omega^2)_z$	0,4800	0,1909	0,0412
\bar{v}	0,0313	-0,0505	0,00843
\bar{z}	1,075	0,8903	1,0200
S_v	0,085	0,1744	0,0864
$(m\omega^2)_v$	0,182	0,6179	0,0863

нормальном распределении значений n_K , а не $\lg n_K$, как это было при меньшей продолжительности тренировки образцов. Здесь следует отметить, что в связи с относительно большой предварительной тренировкой в данном случае шесть образцов разрушились при числе циклов $n_H < 0,5 \bar{N}_H$. Поэтому оценки параметров распределения величин n_K определялись по выборке объемов в 56 элементов.

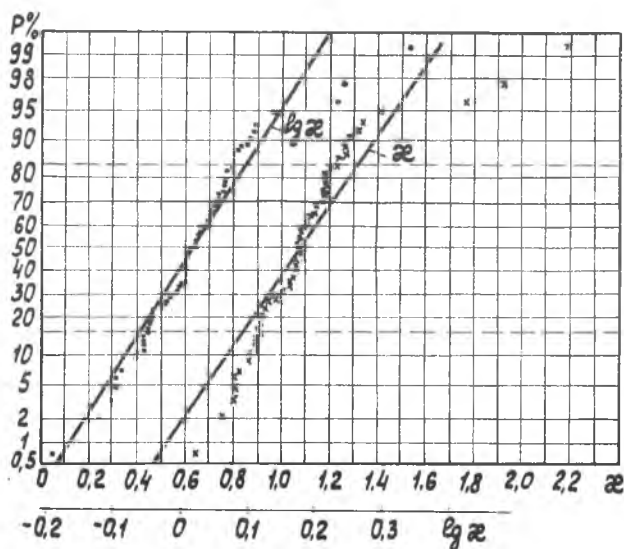


Рис. 4

По результатам обычных и двухступенчатых усталостных испытаний по правилу Пальмгрена-Майнера [6, 7] были вычислены значения сумм относительных усталостных повреждений по формуле

$$z = \frac{n_H}{N_H} + \frac{n_K}{N_K}.$$

Полученные значения z были выпрямлены на нормальной вероятностной бумаге. Для тренировки $n_H = 0,03 N_H$ результаты этой операции приведены на рис. 4. Полученное эмпирическое распределение плохо аппроксимируется нормальной функцией распределения. Тогда величины z были преобразованы в величины $v = \lg z$ и вновь подвергнуты выпрямлению. Как видно из рис. 4, характер эмпирического распределения величин v приблизился к нормальному. Оценка этого приближения с помощью критерия ω^2 показала, что $m\omega^2 = 0,182$, а это значительно меньше, чем $z_{\alpha=5\%} = 0,4614$ (см. табл. 4), следовательно, гипотеза двухпараметрического нормального распределения случайных величин v не противоречит опытным данным.

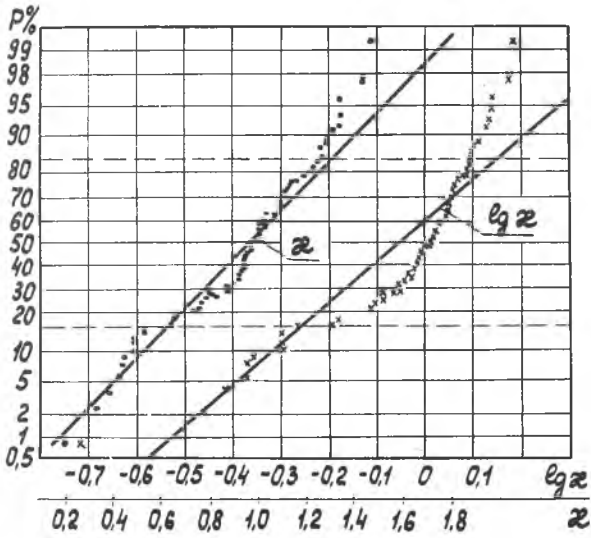


Рис. 5

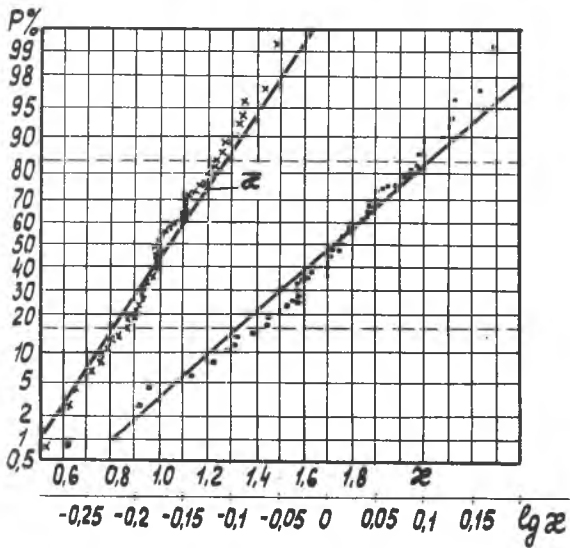


Рис. 6

Аналогичный анализ величин \mathcal{Z} был проведен и для образцов, которые подвергались тренировке в течение $n_N = 0,5 \bar{N}_N$ циклов. Здесь картина оказалась такой же, как и для величин n_k , т.е. в условиях данного исследования при меньшей тренировке ($n_N = 0,03 \bar{N}_N$) проходит гипотеза о двухпараметрическом нормальном распределении значений \mathcal{U} , а при большей ($n_N = 0,5 \bar{N}_N$) - гипотеза о двухпараметрическом нормальном распределении сумм \mathcal{Z} . Это хорошо видно из таблицы 4 и из рис. 5 и 6, построенных для $m = 62$ и 56 соответственно. Таким образом, в данном случае характер распределения сумм \mathcal{Z} определяется характером распределения остатков долговечности n_k . Такое изменение характера распределений величин n_k и \mathcal{Z} , по-видимому, объясняется не только величиной продолжительности предварительного циклического нагружения, но и тем, что на режим доламывания образцы поступали с большей или меньшей усталостной трещиной, которая успевала образоваться в образцах, подвергнутых тренировке в $n_N = 0,5 \bar{N}_N$ циклов.

В заключение следует отметить, что с увеличением n_N примерно в 17 раз стандартное отклонение величин $\lg n_k$ увеличилось почти на один порядок, т.е. порядки роста этих величин примерно совпадают. В то же время стандартные отклонения сумм \mathcal{Z} и величин \mathcal{U} остались почти неизменными.

Л и т е р а т у р а

1. Грингауз Г.Д. О методе определения срока службы авиаконструкций путем испытания эквивалентных образцов. - В сб.: Прочность и долговечность авиационных конструкций. Вып. II. Труды конференции. КИИГА, МГА СССР, Киев, 1965.
2. Хальд А. Математическая статистика с техническими приложениями. Перевод с англ. под ред. Ю.В.Линника. "ИЛ", М., 1956.
3. Болдырев Ю.М. Графические методы оценки надежности. Листок технической информации. Латвийский Республиканский институт НИИ, Рига, 1969.
4. Романовский В.И. Математическая статистика. Книга вторая. Оперативные методы математической статистики. АН Узб. ССР, Институт математики им. В.И.Романовского, Издание АН Узб. ССР, Ташкент, 1963.
5. Смирнов Н.В., Дунин-Барковский И.В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений. Изд. второе, испр. и доп. "Наука", М., 1965.
6. Palmgren A. Die Lebensdauer von Kugellagern. Z. Ver. Deut. Ing. 68, 1924. p. 339-341.
7. Miner M.A. Cumulative Damage in Fatigue. Journal Appl. Mech. Vol. 12, No.3. Sept. 1945. p. A-159-A-164.