

М. Г. СТАКЯН, А. О. ОГАНЕСЯН, А. Р. ДЕМИРХАНЫ

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ПОРОГА
ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ ПО ДОЛГОВЕЧНОСТЯМСообщение 1. Проверка нормальности распределения статистик
вариационных рядов долговечностей

Выполнен статистический эксперимент, в котором использованы результаты массовых испытаний на усталость валов из конструкционных сталей. Из общей совокупности данных ($n_o = 600$) по 6 уровням перенапряжений σ_i генерированы 4800 отдельных выборок долговечностей, варьируя их объем в пределах $n_v = 20 \dots 100$ с шагом $\Delta n_v = 10$ (проведено $V = 8$ серий испытаний, частота генераций $u = 100$ на каждом уровне σ_i в каждой серии). Произведена комплексная проверка нормальности распределения основных статистик выборок и, в частности, порога чувствительности N_{oi} . Получены эмпирические функции распределения N_{oi} для каждого уровня σ_i .

Ключевые слова: испытания на усталость, статистический эксперимент, порог чувствительности, логарифмически нормальное распределение.

Известны расчетные и графические процедуры проверки соответствия результатов механических испытаний логарифмически нормальному закону распределения [1, 2]. Совершенствование расчетных методик привело к выявлению отклонений от логарифмически нормального распределения, которые значительны на низких уровнях перенапряжений, в зоне длительного предела выносливости, представляющей практический интерес. Это, в первую очередь, относится к высоконапряженным элементам конструкций и кинематических цепей машин, а также технологического оборудования (валы, зубчатые колеса, подшипники, муфты и др.), для которых важнейшим показателем надежности является обеспечение расчетного срока их службы с заданной вероятностью безотказной работы. На этой основе разработана методика разделения из циклической долговечности валов порога чувствительности N_{oi} , до достижения которого практически невозможно развитие усталостных микротрещин [1]. В последних исследованиях [3, 4] предложена трехуровневая оптимизационная процедура для устранения отклонений от нормального закона распределения путем минимизации коэффициентов асимметрии S_k и эксцесса E_k эмпирической функции нормального распределения.

Точное определение порога чувствительности N_{oi} связано с большими трудностями экспериментального характера – проведением массовых испытаний на

усталость валов с вариацией факторов, влияющих на показатели сопротивления усталости валов. Подобные единичные серии массовых испытаний были проведены еще в 50-70-ые годы прошлого столетия, но и они не охватили весь спектр возможных воздействий и не выявили полные интервалы вероятных значений долговечностей. Между тем, многочисленными исследованиями [5, 6] показана необходимость:

а) установления закона распределения порога чувствительности N_{oi} и его связи с объемом испытаний;

б) изучения изменения статистик величины N_{oi} от действия ряда факторов.

Подобное исследование подразумевает организацию нескольких серий массовых испытаний, которые потребовали бы значительных затрат средств и времени, что на данном этапе нецелесообразно. Решение этой задачи возможно проведением статистического (виртуального) эксперимента, максимально приближенного к реальным условиям работы валов передаточных механизмов.

Для повышения точности и достоверности полученных данных разработана методика статистического эксперимента [7], согласно которой случайный поиск и формирование отдельных выборок производятся из общей совокупности данных, полученных в результате реальных массовых испытаний. Для обеспечения сходимости результатов генерацию отдельных выборок повторяют в несколько десятков раз, и после каждой серии экспериментов определяют основные статистики вариационных рядов.

1. Общая часть. Рассмотрим схему статистического эксперимента (табл. 1), в которой приняты следующие обозначения:

уровни перенапряжений $\sigma_i - i = \overline{1, m}$, $m = 6$; объемы общей совокупности данных (циклические долговечности валов) и генерируемых выборок – $n_0 = 100$, $n_1, n_2, n_3, \dots, n_v, \dots, n_l$, $v = \overline{1, l}$, $l = 8$, $n_v = 90, 80, 70, 60, 50, 40, 30, 20$; количество повторных выборок на каждом уровне $\sigma_i - u_i = u = \text{const} = 100$, $k = \overline{1, u}$.

Таблица 1

σ_i	σ_1						...	σ_i					
u_i	1	$u_i = \text{const} = 100$						...	1	$u_i = \text{const} = 100$			
n_v	n_0	n_1	...	n_v	...	n_l	...	n_0	n_1	...	n_v	...	n_l

Продолжение табл. 1

...	σ_m					
...	1	$u_i = \text{const} = 100$				
...	n_0	n_1	...	n_v	...	n_l

При этом количество расчетных процедур таково: на каждом i -ом уровне – $l \cdot u = 800$, на всех уровнях – $m \cdot l \cdot u = 4800$, с учетом расчетов при n_o – $m \cdot l \cdot u + m = 4806$.

Предварительно определяют статистики вариационных рядов и суммарной долговечности $\sum_{j=1}^{n_o} N_{ij}$ на каждом уровне σ_i для общей совокупности ($n_o = 100$):

$$\bar{x}_{io} = \sum_{j=1}^{n_o} x_{ij} / n_o, \quad s_{io}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^{n_o} (x_{ij} - \bar{x}_{io})^2, \quad v_{io} = s_{io} / \bar{x}_{io}, \quad (1)$$

где $j = \overline{1, n_o}$, $x_{ij} = \lg N_{ij}$, а $\lg \sum_{j=1}^{n_o} N_{ij}$ обозначают: $\lg \sum N_{io}$.

Таблица 2

i	$\bar{x}_{io},$ $\bar{x}'_{io}$	$s_{io}^2,$ $s_{io}'^2$	$v_{io},$ v'_{io}	$\sum_{j=1}^{n_o} N_{ij}$	$\lg \sum N_{io}$	N_{oio}	x_{oio}
1	$\bar{x}_{1o},$ $\bar{x}'_{1o}$	$s_{1o}^2,$ $s_{1o}'^2$	$v_{1o},$ v'_{1o}	$\sum_{j=1}^{n_o} N_{1j}$	$\lg \sum N_{1o}$	N_{o1o}	x_{o1o}
2	$\bar{x}_{2o},$ $\bar{x}'_{2o}$	$s_{2o}^2,$ $s_{2o}'^2$	$v_{2o},$ v'_{2o}	$\sum_{j=1}^{n_o} N_{2j}$	$\lg \sum N_{2o}$	N_{o2o}	x_{o2o}
3	$\bar{x}_{3o},$ $\bar{x}'_{3o}$	$s_{3o}^2,$ $s_{3o}'^2$	$v_{3o},$ v'_{3o}	$\sum_{j=1}^{n_o} N_{3j}$	$\lg \sum N_{3o}$	N_{o3o}	x_{o3o}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
i	$\bar{x}_{io},$ $\bar{x}'_{io}$	$s_{io}^2,$ $s_{io}'^2$	$v_{io},$ v'_{io}	$\sum_{j=1}^{n_o} N_{ij}$	$\lg \sum N_{io}$	N_{oio}	x_{oio}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
m	$\bar{x}_{mo},$ $\bar{x}'_{mo}$	$s_{mo}^2,$ $s_{mo}'^2$	$v_{mo},$ v'_{mo}	$\sum_{j=1}^{n_o} N_{mj}$	$\lg \sum N_{mo}$	N_{omo}	x_{omo}

Согласно методике [8] определяют порог чувствительности N_{oio} на каждом уровне σ_i при $n_o = 100$: $x_{oio} = \lg N_{oio}$, затем составляют новые вариационные ряды с вычетом N_{oio} : $x'_{ij} = \lg N'_{ij} = \lg(N_{ij} - N_{oio})$ и аналогично (1) определяют статистики новых рядов: $\bar{x}'_{io}$, s'^2_{io} , v'_{io} .

На данном этапе расчетов составляют исходную таблицу статистик при $n_o = 100$, которая является исходной (табл. 2).

2. Статистические расчеты на i -ом уровне перенапряжений σ_i . Согласно [7] производят генерацию отдельной выборки объемом n_v , составляют вариационный ряд, аналогично (1) определяют основные статистики, суммарную долговечность и порог чувствительности N_{oik} , производят модификацию этого ряда с учетом N_{oik} и рассчитывают новые статистики:

$$\begin{aligned}\bar{x}_{ik} &= \sum_{j=1}^{n_v} x_{kj} / n_v, \quad s^2_{ik} = \frac{1}{n_v - 1} \sum_{j=1}^{n_v} (x_{kj} - \bar{x}_{ik})^2, \quad v_{ik} = s_{ik} / \bar{x}_{ik}, \\ \bar{x}'_{ik} &= \sum_{j=1}^{n_v} x'_{kj} / n_v, \quad s'^2_{ik} = \frac{1}{n_v - 1} \sum_{j=1}^{n_v} (x'_{kj} - \bar{x}'_{ik})^2, \quad v'_{ik} = s'_{ik} / \bar{x}'_{ik},\end{aligned}\quad (2)$$

где $x_{kj} = \lg N_{kj}$ – j -й член вариационного ряда, $j = \overline{1, n_v}$, $k = \overline{1, u}$, а $\lg \sum_{j=1}^{n_v} N_{kj}$ обозначают: $\lg \sum N_{ik}$.

Повторяют расчетные процедуры u раз и определяют обобщенные статистики для всех вариационных рядов выборки n_v :

а) для генерированных рядов –

$$\begin{aligned}\bar{x}_{iv} &= \sum_{k=1}^u \bar{x}_{ik} / u, \quad s^2_{xiv} = \frac{1}{u - 1} \sum_{k=1}^u (\bar{x}_{ik} - \bar{x}_{iv})^2, \quad v_{xiv} = s_{xiv} / \bar{x}_{iv}, \\ s^2_{iv} &= \sum_{k=1}^u s^2_{ik} / u, \quad s^2_{s'iv} = \frac{1}{u - 1} \sum_{k=1}^u (s^2_{ik} - s^2_{iv})^2, \quad v_{s'iv} = s_{s'iv} / s^2_{iv}, \\ v_{iv} &= \sum_{k=1}^u v_{ik} / u, \quad s^2_{viv} = \frac{1}{u - 1} \sum_{k=1}^u (v_{ik} - v_{iv})^2, \quad v_{viv} = s_{viv} / v_{iv}, \quad (3) \\ \lg \sum N_{iv} &= \sum_{k=1}^u \lg \sum N_{ik} / u, \quad s^2_{\lg \sum N_{iv}} = \frac{1}{u - 1} (\lg \sum N_{ik} - \lg \sum N_{iv})^2, \\ v_{\lg \sum N_{iv}} &= s_{\lg \sum N_{iv}} / \lg \sum N_{iv};\end{aligned}$$

б) то же, с учетом порога чувствительности –

$$\begin{aligned}
\bar{x}'_{iv} &= \sum_{k=1}^u \bar{x}'_{ik} / u, & s'^2_{xiv} &= \frac{1}{u-1} \sum_{k=1}^u (\bar{x}'_{ik} - \bar{x}'_{iv})^2, & v'_{xiv} &= s'_{xiv} / \bar{x}'_{iv}, \\
s'^2_{iv} &= \sum_{k=1}^u s'^2_{ik} / u, & s'^2_{s_{iv}} &= \frac{1}{u-1} \sum_{k=1}^u (s'^2_{ik} - s'^2_{iv})^2, & v'_{s_{iv}} &= s'_{s_{iv}} / s'^2_{iv}, \\
v'_{iv} &= \sum_{k=1}^u v'_{ik} / u, & s'^2_{viv} &= \frac{1}{u-1} \sum_{k=1}^u (v'_{ik} - v'_{iv})^2, & v'_{viv} &= s'_{viv} / v'_{iv}, \\
\bar{x}_{oiv} &= \sum_{k=1}^u x_{oik} / u, & s^2_{xoiv} &= \frac{1}{u-1} \sum_{k=1}^u (x_{oik} - \bar{x}_{oiv})^2, & v_{xoiv} &= s_{xoiv} / \bar{x}_{oiv}.
\end{aligned} \tag{4}$$

По результатам расчетов (3) и (4) составляют статистическую таблицу (табл. 3).

Таблица 3

k	Вариационные ряды x_{kj} и x'_{kj} , $j = \overline{1, n_v}$, $k = \overline{1, u}$	$\bar{x}_{ik}$, $\bar{x}'_{ik}$	s^2_{ik} , s'^2_{ik}	v_{ik} , v'_{ik}	$\lg \sum N_{ik}$	$\lg \sum_{j=1}^{n_v} N_{kj}$	x_{oik}
1	$x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1j}, \dots, x_{1nv}$, $x'_{11}, x'_{12}, \dots, x'_{1j}, \dots, x'_{1nv}$	$\bar{x}_{i1}$, $\bar{x}'_{i1}$	s^2_{i1} , s'^2_{i1}	v_{i1} , v'_{i1}	$\lg \sum N_{i1}$	$\lg \sum_{j=1}^{n_v} N_{1j}$	x_{oi1}
2	$x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2j}, \dots, x_{2nv}$, $x'_{21}, x'_{22}, \dots, x'_{2j}, \dots, x'_{2nv}$	$\bar{x}_{i2}$, $\bar{x}'_{i2}$	s^2_{i2} , s'^2_{i2}	v_{i2} , v'_{i2}	$\lg \sum N_{i2}$	$\lg \sum_{j=1}^{n_v} N_{2j}$	x_{oi2}
3	$x_{31}, x_{32}, \dots, x_{3j}, \dots, x_{3nv}$, $x'_{31}, x'_{32}, \dots, x'_{3j}, \dots, x'_{3nv}$	$\bar{x}_{i3}$, $\bar{x}'_{i3}$	s^2_{i3} , s'^2_{i3}	v_{i3} , v'_{i3}	$\lg \sum N_{i3}$	$\lg \sum_{j=1}^{n_v} N_{3j}$	x_{oi3}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
k	$x_{k1}, x_{k2}, \dots, x_{kj}, \dots, x_{knv}$, $x'_{k1}, x'_{k2}, \dots, x'_{kj}, \dots, x'_{knv}$	$\bar{x}_{ik}$, $\bar{x}'_{ik}$	s^2_{ik} , s'^2_{ik}	v_{ik} , v'_{ik}	$\lg \sum N_{ik}$	$\lg \sum_{j=1}^{n_v} N_{kj}$	x_{oik}
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
u	$x_{u1}, x_{u2}, \dots, x_{uj}, \dots, x_{unv}$, $x'_{u1}, x'_{u2}, \dots, x'_{uj}, \dots, x'_{unv}$	$\bar{x}_{iu}$, $\bar{x}'_{iu}$	s^2_{iu} , s'^2_{iu}	v_{iu} , v'_{iu}	$\lg \sum N_{iu}$	$\lg \sum_{j=1}^{n_v} N_{uj}$	x_{oiu}

Обобщенные параметры	средние	$\bar{X}_{iv}, \bar{X}'_{iv}$	$S_{iv}^2, S_{iv}'^2$	v_{iv}, v'_{iv}	$\lg \sum N_{iv}$		$\bar{X}_{oiv}$
	дисперсии	$S_{xiv}^2, S_{xiv}'^2$	$S_{siv}^2, S_{siv}'^2$	$S_{viv}^2, S_{viv}'^2$	$S_{\lg \sum N_{iv}}^2$		S_{xoiv}^2
	коэффициенты вариации	V_{xiv}, V'_{xiv}	$V_{siv}^2, V_{siv}'^2$	V_{viv}, V'_{viv}	$V_{\lg \sum N_{iv}}$		V_{xoiv}

Производят однофакторный дисперсионный анализ вариационных рядов. Для этого проверяют однородность дисперсий S_{ik}^2 и $S_{ik}'^2$ по критерию Кочрена ($n_1 = n_2 = n_3 = \dots = n_k = \dots = n_u = n_v$):

$$G_{\max} = S_{ik \max}^2 / \sum_{k=1}^u S_{ik}^2 \leq G_{\max, \alpha}, \quad G_{\max} = S_{ik \max}'^2 / \sum_{k=1}^u S_{ik}'^2 \leq G_{\max, \alpha}, \quad (5)$$

где $G_{\max, \alpha}$ – критическое значение $G_{\max}$ при $\alpha = 0,05$, $k = n_v - 1$.

Если $G_{\max} \leq G_{\max, \alpha}$, то S_{ik}^2 и $S_{ik}'^2$ осредняют и определяют обобщенные дисперсии S_{iv}^2 и $S_{iv}'^2$. Определяют дисперсии между вариационными рядами и внутри рядов (остаточную):

$$\begin{aligned} S_I^2 &= \frac{1}{u-1} \sum_{k=1}^u (\bar{X}_{ik} - \bar{X}_{iv})^2, & S_I'^2 &= \frac{1}{u-1} \sum_{k=1}^u (\bar{X}'_{ik} - \bar{X}'_{iv})^2, \\ S_{II}^2 &= \frac{1}{u(n_v-1)} \sum_{k=1}^u \sum_{j=1}^{n_v} (x_{kj} - \bar{X}_{ik})^2, & S_{II}'^2 &= \frac{1}{u(n_v-1)} \sum_{k=1}^u \sum_{j=1}^{n_v} (x'_{kj} - \bar{X}'_{ik})^2. \end{aligned} \quad (6)$$

Проверяют гипотезу однородности выборочных средних $\bar{X}_{ik}$ и $\bar{X}'_{ik}$ по критерию Фишера – F:

$$F = S_I^2 / S_{II}^2 \leq F_{1-\alpha}, \quad F = S_I'^2 / S_{II}'^2 \leq F_{1-\alpha}, \quad (7)$$

где $F_{1-\alpha}$ – критическое значение F при $\alpha = 0,05$, $k_1 = u - 1$, $k_2 = u(n_v - 1)$.

Если $F \leq F_{1-\alpha}$, принимают гипотезу однородности и определяют обобщенные дисперсии:

$$S_v^2 = \frac{1}{un_v - 1} \sum_{k=1}^u \sum_{j=1}^{n_v} (x_{kj} - \bar{X}_{iv})^2, \quad S_v'^2 = \frac{1}{un_v - 1} \sum_{k=1}^u \sum_{j=1}^{n_v} (x'_{kj} - \bar{X}'_{iv})^2, \quad (8)$$

которые используют для расчета доверительных границ генеральных средних a_v , a'_v и генеральных дисперсий σ_v^2 , $\sigma_v'^2$:

$$\begin{aligned} \bar{X}_{iv} - \frac{s_v t_{\alpha,k}}{\sqrt{un_v}} < a_v < \bar{X}_{iv} + \frac{s_v t_{\alpha,k}}{\sqrt{un_v}}, \quad \frac{s_v^2(un_v - 1)}{\chi_{P_1}^2} < \sigma_v^2 < \frac{s_v^2(un_v - 1)}{\chi_{P_2}^2}, \\ \bar{X}'_{iv} - \frac{s'_v t_{\alpha,k}}{\sqrt{un_v}} < a'_v < \bar{X}'_{iv} + \frac{s'_v t_{\alpha,k}}{\sqrt{un_v}}, \quad \frac{s'^2_v(un_v - 1)}{\chi_{P_1}^2} < \sigma'^2_v < \frac{s'^2_v(un_v - 1)}{\chi_{P_2}^2}, \end{aligned} \quad (9)$$

где $t_{\alpha,k}$ – квантиль распределения Стьюдента при $\alpha = 0,05$, $k = un_v - 1$; $\chi_{P_1}^2$, $\chi_{P_2}^2$ – квантили распределения Пирсона при $P_1 = 0,05$, $P_2 = 0,95$, $k = un_v - 1$.

3. Проверка “нулевой” гипотезы соответствия нормальному распределению статистик вариационных рядов. Составляют вариационные ряды $\bar{X}_{ik}$, S_{ik}^2 , V_{ik} , $\lg \sum N_{ik}$ и $\bar{X}'_{ik}$, S'^2_{ik} , V'_{ik} , X_{0ik} и выполняют комплексную проверку “нулевой” гипотезы их нормальности распределения по критериям согласия λ , χ^2 , ω^2 [3].

Если “нулевая” гипотеза подтверждается, рассчитывают параметры уравнения медианной функции распределения и ее доверительных границ:

$$X_{Piv} = \bar{X}_{iv} + z_p S_{Xiv}, \quad X_{Piv}^{(B,H)} = \bar{X}_{iv} \pm \frac{t_\beta S_{Xiv}}{\sqrt{n}},$$

где приняты обозначения: $\bar{X}_{iv} = \bar{X}_{iv}$, S_{iv}^2 , V_{iv} , $\lg \sum N_{iv}$ и $\bar{X}'_{iv}$, S'^2_{iv} , V'_{iv} , $\bar{X}_{0iv}$; $S_{Xiv} = S_{xiv}$, $S_{s_{iv}}^2$, S_{viv} , $S_{\lg \sum N_{iv}}$ и S'_{xiv} , $S'^2_{s_{iv}}$, S'_{viv} , S_{0iv} ; Z_p – квантиль нормального распределения; t_β – квантиль уровня β нецентрального распределения Стьюдента [6].

Расчетные процедуры дополняют графической проверкой нормальности распределения [3].

Указанные расчетные и графические процедуры повторяют для каждой из выборок $n_1, n_2, n_3, \dots, n_v, \dots, n_l$, $v = \overline{1, l}$ на данном уровне σ_i без учета и с учетом порога чувствительности N_{oik} .

В результате статистического эксперимента составляют сводную таблицу расчетов для данного уровня σ_i , $v = \overline{1, l}$ (табл. 4).

Таблица 4

V	n_v	Выборочные средние			Выборочные дисперсии			Выборочные коэффициенты вариации		
		$\bar{X}_{iv}, \bar{X}'_{iv}$	S^2_{xiv}, S'^2_{xiv}	V_{xiv}, V'_{xiv}	S^2_{iv}, S'^2_{iv}	$S^2_{s^2iv}, S'^2_{s^2iv}$	V_{s^2iv}, V'_{s^2iv}	V_{iv}, V'_{iv}	S^2_{viv}, S'^2_{viv}	V_{viv}, V'_{viv}
1	n_1	$\bar{X}_{i1}, \bar{X}'_{i1}$	S^2_{xi1}, S'^2_{xi1}	V_{xi1}, V'_{xi1}	S^2_{i1}, S'^2_{i1}	$S^2_{s^2i1}, S'^2_{s^2i1}$	V_{s^2i1}, V'_{s^2i1}	V_{i1}, V'_{i1}	S^2_{vi1}, S'^2_{vi1}	V_{vi1}, V'_{vi1}
2	n_2	$\bar{X}_{i2}, \bar{X}'_{i2}$	S^2_{xi2}, S'^2_{xi2}	V_{xi2}, V'_{xi2}	S^2_{i2}, S'^2_{i2}	$S^2_{s^2i2}, S'^2_{s^2i2}$	V_{s^2i2}, V'_{s^2i2}	V_{i2}, V'_{i2}	S^2_{vi2}, S'^2_{vi2}	V_{vi2}, V'_{vi2}
3	n_3	$\bar{X}_{i3}, \bar{X}'_{i3}$	S^2_{xi3}, S'^2_{xi3}	V_{xi3}, V'_{xi3}	S^2_{i3}, S'^2_{i3}	$S^2_{s^2i3}, S'^2_{s^2i3}$	V_{s^2i3}, V'_{s^2i3}	V_{i3}, V'_{i3}	S^2_{vi3}, S'^2_{vi3}	V_{vi3}, V'_{vi3}
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
V	n_v	$\bar{X}_{iv}, \bar{X}'_{iv}$	S^2_{xiv}, S'^2_{xiv}	V_{xiv}, V'_{xiv}	S^2_{iv}, S'^2_{iv}	$S^2_{s^2iv}, S'^2_{s^2iv}$	V_{s^2iv}, V'_{s^2iv}	V_{iv}, V'_{iv}	S^2_{viv}, S'^2_{viv}	V_{viv}, V'_{viv}
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
l	n_l	$\bar{X}_{il}, \bar{X}'_{il}$	S^2_{xil}, S'^2_{xil}	V_{xil}, V'_{xil}	S^2_{il}, S'^2_{il}	$S^2_{s^2il}, S'^2_{s^2il}$	V_{s^2il}, V'_{s^2il}	V_{il}, V'_{il}	S^2_{vil}, S'^2_{vil}	V_{vil}, V'_{vil}

Продолжение табл. 4

V	Суммарные долговечности			Пороги чувствительности		
	$\lg \sum N_{iv}$	$S^2_{\lg \sum N_{iv}}$	$V_{\lg \sum N_{iv}}$	$\bar{X}_{oiv}$	$S^2_{xoi v}$	$V_{xoi v}$
1	$\lg \sum N_{i1}$	$S^2_{\lg \sum N_{i1}}$	$V_{\lg \sum N_{i1}}$	$\bar{X}_{oi1}$	S^2_{xoi1}	V_{xoi1}
2	$\lg \sum N_{i2}$	$S^2_{\lg \sum N_{i2}}$	$V_{\lg \sum N_{i2}}$	$\bar{X}_{oi2}$	S^2_{xoi2}	V_{xoi2}
3	$\lg \sum N_{i3}$	$S^2_{\lg \sum N_{i3}}$	$V_{\lg \sum N_{i3}}$	$\bar{X}_{oi3}$	S^2_{xoi3}	V_{xoi3}
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
V	$\lg \sum N_{iv}$	$S^2_{\lg \sum N_{iv}}$	$V_{\lg \sum N_{iv}}$	$\bar{X}_{oiv}$	$S^2_{xoi v}$	$V_{xoi v}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
l	$\lg \sum N_{il}$	$S^2_{\lg \sum N_{il}}$	$V_{\lg \sum N_{il}}$	$\bar{X}_{oil}$	S^2_{xoil}	V_{xoil}

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Кобаев В.П., Махутов М.А., Гусенков А.П.** Расчеты деталей машин и конструкций на прочность и долговечность: Справ. – М.: Машиностр., 1985. – 223 с.
 2. **Стакян М.Г., Оганесян Л.Г., Манукян Г.А.** Комплексная программа проверки нормальности распределения по критериям согласия // Алгоритмы и программы: Инф. бюл. ВНИТИЦентр, ГФАП СССР, ЦИФ. – 1989. – No2. – С. 15.
 3. **Стакян М.Г., Демирханян А.Р.** Модифицированный метод проверки нормальности распределения результатов механических испытаний // Изв. НАН РА и ГИУА. Сер. ТН. – 2000. – Т.53. – No3. – С. 271-280.
 4. **Стакян М.Г., Демирханян А.Р.** Применение преобразующих функций для приведения результатов механических испытаний нормальному закону распределения // Сб. н.-т. ст.: Информационные технологии и управление. – Ереван, 2000. – Т.1. – С. 89-94.
 5. **Серенсен С.В.** Усталость материалов и элементов конструкций: Избр. тр., в 3-х т. – Киев: Наук. думка, 1985: Т.1. – 256 с.; Т.2. – 256 с.; Т.3. – 232 с.
 6. **Степнов М.Н.** Статистические методы обработки результатов механических испытаний: Справ. – М.: Машиностр., 1985. – 232 с.
 7. **Стакян М.Г., Демирханян А.Р., Согомонян А.А.** Постановка оптимальных испытаний на усталость. Сообщ. 1. Расчетная методика и алгоритм статистического эксперимента // Изв. НАН РА и ГИУА. Сер. ТН. – 2002. – Т.55, No1. – С. 5-10.
 8. **Հովհաննիսյան Ա.Հ.** Հոգնածային կորի հավասարումը “զգայության շեմի” հաշվառմամբ // Հոդվ. ժող. “Տեղեկատվական տեխնոլոգիաներ և կառավարում”. – Երևան, 2002. – Հ.5. – Էջ. 101-107.
- ГИУА. Материал поступил в редакцию 10.01.2002.

Մ.Գ. ՍՏԱԿՅԱՆ, Ա.Հ. ՀՈՎՀԱՆՆԻՍՅԱՆ, Ա. Ռ. ԴԵՄԻՐԽԱՆՅԱՆ ԶԳԱՑՆՈՒԹՅԱՆ ՇԵՄԻ ՎԻՃԱԿԱԳՐԱԿԱՆ ՀԵՏԱԶՈՏՈՒՄԸ ԸՍՏ ԵՐԿԱՐԱԿԵՅՈՒԹՅՈՒՆՆԵՐԻ

Հաղորդում 1. Երկարակեցությունների փոփոխականի շարքերի վիճակագրերի նորմալ բաշխման ստուգումը

Իրականացված է վիճակագրական փորձարկում, որում օգտագործվել են կառուցվածքային պողպատներից պատրաստված լիսեռների զանգվածային հոգնածային փորձարկումների արդյունքները: Տվյալների ընդհանուր համախմբից ($n_o = 600$), ըստ σ_i գերլարումների 6 մակարդակների, ստեղծվել են երկարակեցությունների 4800 առանձին ընտրանքներ, որոնց ծավալները փոխվել են $n_v = 20 \dots 100$ -ի սահմաններում՝ $\Delta n_v = 10$ քայլով (կատարված են $v = 8$ փորձարկման խմբաքանակներ, յուրաքանչյուր խմբաքանակում և գերլարումների մակարդակով ընտրանքների ստեղծման հաճախությունը 100 է): Կատարված է ընտրանքների վիճակագրերի, մասնավորապես, N_{oi} զգայության շեմի նորմալ բաշխման համալիր ստուգում, ստացվել են N_{oi} -ի փորձառական բաշխման ֆունկցիաները:

M. G. STAKYAN, A. H. HOVHANNISYAN, A. R. DEMIRKHANYAN STATISTICAL INVESTIGATION OF THRESHOLD SENSITIVITY DUE TO DURABILITY

Information 1. Normal distribution testing of variational series for durability statics

A statistical experiment using the results of mass fatigue experiments of shafts, made of constructional steels is performed. From the general totality of data ($n_o = 600$), due to the 6 levels of σ_i overstresses, 4800 separate samples of durability varying their scope within the limits of $n_v = 20 \dots 100$ at a walk $\Delta n_v = 10$ ($v = 8$ testing series are created, generation frequency $u=100$ on each level of σ_i in each series) are developed. Integrated testing of normal distribution of basic statistics and, in particular, threshold sensitivity N_{oi} is carried out. Empirical functions of distribution N_{oi} are obtained for each level of σ_i .