

М.Г. СТАКЯН, А.Р. ДЕМИРХАНЫ

УРАВНЕНИЕ КРИВОЙ УСТАЛОСТИ С УЧЕТОМ ПОРОГА ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ ПО ДОЛГОВЕЧНОСТЯМ**Сообщение 2. Семейства квантильных кривых усталости и их доверительных интервалов**

Даны расчетные схемы и алгоритм для определения параметров медианных кривых усталости валов с учетом порога чувствительности, когда уровень перенапряжений σ_i является детерминированной величиной. Предложенные схемы охватывают случаи, когда: дисперсии циклических долговечностей переменны от σ_i ; практически постоянны; на каждом уровне σ_i испытано по 1...3 образца. Для повышения точности расчетов разработана методика получения семейства квантильных кривых усталости с их доверительными интервалами. Рассмотрен численный пример.

Ключевые слова: кривая усталости, порог чувствительности, циклическая долговечность, доверительный интервал.

Тенденция снижения материалоемкости конструкций машин и инженерных сооружений привела к повышению общей напряженности их ответственных деталей и соединений, которые в большинстве случаев работают в области ограниченной выносливости под действием низких перенапряжений, ограничивающих срок их службы. Это диктует необходимость совершенствования расчетных методик показателей сопротивления усталости и уточнения математической модели усталостного разрушения – уравнения кривой усталости, с учетом интегрального действия различных факторов материаловедческого, технологического и эксплуатационного характера. Такой подход подразумевает применение обоснованных расчетных методик с учетом доверительной вероятности, что возможно лишь при приведении данных экспериментов к нормальному закону распределения и получении семейств квантильных линий усталости с их доверительными границами.

Испытания на усталость, проводимые с целью получения параметров уравнения кривой усталости, среди прочих механических испытаний имеют свои характерные особенности:

а) они сопровождаются неизбежным рассеянием циклических долговечностей, которые весьма значительны для деталей с выраженной анизотропией материала и неравновесной микроструктурой, для соединений, а также при испытаниях в средах и др. При этом средние значения и показатели рассеяния основных статистик зависят от многочисленных факторов и, в первую очередь, от уровня циклических перенапряжений σ_i ;

б) вариационные ряды долговечностей отклоняются от логарифмически нормального закона, в связи с чем проведено комплексное исследование порога чувствительности N_{oi} [1] с целью уточнения закона распределения долговечностей;

в) в отличие от общей схемы двумерных корреляционных связей здесь применены методы линейного регрессионного анализа и выявлены связи между детерминированными ($\lg \sigma_i$) и случайными ($\lg N_i$) переменными.

Первые две особенности проявляются лишь при реализации массовых испытаний, а третья - диктует необходимость коренным образом изменить математическую модель процесса усталостного разрушения.

Анализ и классификация действующих факторов привели к следующим вариантам расчетных схем (в качестве экспериментального подтверждения выдвинутых положений использованы данные массовых испытаний [2]):

- а) схема №1 – дисперсия долговечностей переменна от уровня перенапряжений σ_i ;
- б) схема №2 – дисперсия долговечностей практически постоянна и не зависит от σ_i ;
- в) схема №3 – данные малочисленны (по 1...3 испытаниям на каждом уровне σ_i), что не позволяет выявить характер рассеяния долговечностей N_i .

Уравнение кривой усталости с учетом порога чувствительности по долговечностям N_{oi} , как уравнение медианной линии регрессии, имеет вид

$$X'_y = \bar{x}' + b(y - \bar{y}) = a + b(y - \bar{y}), \quad (1)$$

где

$$\bar{x}' = a = \frac{\sum_{i=1}^m f_6(\sigma_i) n_i \bar{x}'_i}{\sum_{i=1}^m f_6(\sigma_i) n_i}, \quad \bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^m f_6(\sigma_i) n_i y_i}{\sum_{i=1}^m f_6(\sigma_i) n_i}, \quad b = \frac{\sum_{i=1}^m f_6(\sigma_i) n_i (y_i - \bar{y}) \bar{x}'_i}{\sum_{i=1}^m f_6(\sigma_i) n_i (y_i - \bar{y})^2}, \quad (2)$$

$$\bar{x}'_i = \sum_{j=1}^{n_i} x'_{ij} / n_i, \quad \bar{y} = \sum_{i=1}^m y_i n_i / \sum_{i=1}^m n_i, \quad s_i'^2 = f_6(\sigma_i) = a_3 + b_3 y_i \quad [1],$$

$f_6(\sigma_i)$ – “весовая” функция дисперсий $s_i'^2$ вариационных рядов x'_{ij} [3]:

$$x'_{i1} \leq x'_{i2} \leq x'_{i3} \leq \dots \leq x'_{ij} \leq \dots \leq x'_{in_i}, \quad x'_{ij} = \lg(N_{ij} - N_{oi}), \quad i = \overline{1, m}, \quad j = \overline{1, n_i},$$

$y_i = \lg \sigma_i$, N_{ij} - полная долговечность j -го члена i -го вариационного ряда.

Выбор расчетной схемы зависит от вида “весовой” функции, поэтому предварительно необходимо проверить “нулевую” гипотезу однородности дисперсий $s_i'^2$ вариационных рядов согласно критерию Бартлета [3]:

$$\chi^2 = \frac{2,3026}{c} \left[\left(\sum_{i=1}^m n_i - m \right) \lg s'^2 - \sum_{i=1}^m (n_i - 1) \lg s_i'^2 \right] \leq \chi_\alpha^2, \quad (3)$$

$$\text{где } c = \frac{1}{3(m-1)} \left[\sum_{i=1}^m \frac{1}{(n_i-1)} - \frac{1}{\sum_{i=1}^m n_i - m} \right], \quad s'^2 = \frac{\sum_{i=1}^m (n_i-1) s_i'^2}{\sum_{i=1}^m n_i - m},$$

χ_α^2 - критическое значение χ^2 для надежности вывода $\alpha = 0,05$ и при числе "степеней свободы" $k = (m-1)$.

При $\chi^2 > \chi_\alpha^2$ "нулевая" гипотеза однородности дисперсий $s_i'^2$ отвергается, и расчеты ведутся согласно схеме 1 1.

1. Расчетная схема №1. Определяют параметры a, b, \bar{y} согласно (1), для чего составляют регрессионную таблицу (табл., столбцы 1-17). Линейность регрессионной связи проверяют согласно критерию F -Фишера:

$$F = s_1^2 / s_2^2 \leq F_{1-\alpha}, \quad (4)$$

где $s_1^2 = \sum_{i=1}^m f_6(\sigma_i) n_i (\bar{x}'_i - X'_{yi})^2 / (m-2)$ - дисперсия вокруг линии регрессии;

$s_2^2 = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} f_6(\sigma_i) (x'_{ij} - \bar{x}'_i)^2 / \left(\sum_{i=1}^m n_i - m \right)$ - внутренняя (остаточная) дисперсия;

$X'_{yi} = a + b(y_i - \bar{y})$; $F_{1-\alpha}$ - критическое значение F при $\alpha = 0,05$, $k_1 = m-2$,

$$k_2 = \sum_{i=1}^m n_i - m.$$

При $F \leq F_{1-\alpha}$ линейность регрессии подтверждается, а s_1^2 и s_2^2 объединяют в общую дисперсию:

$$s^2 = \left[(m-2)s_1^2 + \left(\sum_{i=1}^m n_i - m \right) s_2^2 \right] / \left(\sum_{i=1}^m n_i - 2 \right) \quad (5)$$

и дополняют таблицу (табл., столбцы 18-20). Определяют дисперсии параметров линии регрессии (1):

$$s_a^2 = \frac{s^2}{\sum_{i=1}^m f_6(\sigma_i) n_i}, \quad s_b^2 = \frac{s^2}{\sum_{i=1}^m f_6(\sigma_i) n_i (y_i - \bar{y})^2}, \quad s_{X'_i}^2 = s_a^2 + s_b^2 (y_i - \bar{y})^2 \quad (6)$$

и проверяют значимость параметров (6) по критерию Стьюдента:

$$t_a = |a|/s_a \geq t_{\alpha,k}, \quad t_b = |b|/s_b \geq t_{\alpha,k}, \quad t_{X'_i} = X'_{yi}/s_{X'_i} \geq t_{\alpha,k}, \quad (7)$$

где $t_{\alpha,k}$ - критическое значение t при $\alpha = 0,05$ и $k = \sum_{i=1}^m n_i - 2$.

Рассчитывают доверительные границы параметров a, b , а также медианной линии регрессии:

$$a_1 < A < a_2, \quad b_1 < B < b_2, \quad X'_{yi1} < X'_{yi} < X'_{yi2}, \quad (8)$$

где $a_{1,2} = a \mp t_{\alpha,k} s_a$, $b_{1,2} = b \mp t_{\alpha,k} s_b$, $X'_{yi1,2} = X'_{yi} \mp t_{\alpha,k} s_{X'_i}$.

Значения s_{x_i} и $X'_{yi,2}$ (табл., столбцы 21-23) используют для построения доверительных границ медианной линии регрессии (кривой усталости).

2. Расчетная схема 2. При $\chi^2 \leq \chi^2_\alpha$ “нулевая” гипотеза однородности дисперсий $s_i'^2$ принимается, и считается, что “весовая” функция становится постоянной: $f_0(\sigma_i) = 1$. При этом согласно упрощенным зависимостям (1)-(8) составляют расчетный алгоритм и формируют аналогичную регрессионную таблицу.

3. Расчетная схема 1 3. При выполнении $n_i = 1 \dots 3$ испытаний на каждом уровне σ_i становится невозможной реализация дисперсионного анализа и, следовательно, расчетного алгоритма согласно схемам NN№1 и 2. Поэтому из номограммы или корреляционного уравнения $x_{oi} = a_2 + b_2 \lg \sigma_i$ [1] определяют значения $x_{oi} = \lg N_{oi}$ для каждого уровня $y_i = \lg \sigma_i$, а затем рассчитывают все $x'_i = \lg(N_i - N_{oi})$, $i = \overline{1, m}$, по которым и определяют параметры a , b и \bar{y} уравнения медианной линии регрессии (1), где

$$x' = a = \sum_{i=1}^m x'_i / m, \quad \bar{y} = \sum_{i=1}^m y_i / m, \quad b = \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y}) x'_i / \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2. \quad (9)$$

Линейность регрессии из-за ограниченного числа испытаний в первом приближении проверяют методом линейного корреляционного анализа с помощью коэффициента корреляции:

$$|r| = |\mu| / s_y s'_x \geq 0,75, \quad (10)$$

где

$$\mu = \frac{1}{(m-1)} \sum_{i=1}^m (x'_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}), \quad s_y = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2},$$

$$s'_x = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (x'_i - \bar{x}')^2}. \quad (11)$$

Определяют дисперсии параметров линии регрессии:

$$s_a^2 = s^2 / m, \quad s_b^2 = s^2 / \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2, \quad s_{x'_i}^2 = s_a^2 + s_b^2 (y_i - \bar{y})^2, \quad (12)$$

где $s^2 = \frac{1}{(m-2)} \sum_{i=1}^m (x'_i - X'_{yi})^2$, $X'_{yi} = a + b(y_i - \bar{y})$.

Проверяют значимость параметров по критерию Стьюдента, определяют доверительные интервалы a , b и медианной линии регрессии согласно (7), (8), а затем составляют упрощенную регрессионную таблицу.

4. Семейство квантильных кривых усталости. Стремление повысить точность вероятностных значений исследуемых параметров приводит к расчету квантильных кривых усталости с их доверительными границами. Однако расчетные схемы NN№1-3 предоставляют эту возможность только для медианной кривой усталости. Применение метода прямых испытаний для реализации данной задачи затруднено в связи с необходимостью многократного повторения (десятки раз) массовых

испытаний типа [2], что экономически необоснованно, а иногда и невозможно. Другим вариантом решения задачи является организация статистического (виртуального) эксперимента, генерация (применяя данные [2]) и многократное формирование случайных выборок долговечностей N_{ij}^* , которые на каждом уровне σ_i с заданной вероятностью (обычно 90%-й) покрыли бы доверительную область долговечностей и имитировали бы режим работы парка испытательных машин усталостной лаборатории.

Таблица

i	Вариационные ряды x'_{ij} ($i = \overline{1, m}, j = \overline{1, n_i}$)	n_i	\bar{x}'_i	$\sum_{j=1}^{n_i} (x'_{ij} - \bar{x}'_i)^2$	$s_i'^2$	$f_6(\sigma_i)$
1	$x'_{11}, x'_{12}, x'_{13}, \dots, x'_{1j}, \dots, x'_{1n1}$	n_1	\bar{x}'_1	$\sum_{j=1}^{n_1} (x'_{1j} - \bar{x}'_1)^2$	$s_1'^2$	$f_6(\sigma_1)$
2	$x'_{21}, x'_{22}, x'_{23}, \dots, x'_{2j}, \dots, x'_{2n2}$	n_2	\bar{x}'_2	$\sum_{j=1}^{n_2} (x'_{2j} - \bar{x}'_2)^2$	$s_2'^2$	$f_6(\sigma_2)$
3	$x'_{31}, x'_{32}, x'_{33}, \dots, x'_{3j}, \dots, x'_{3n3}$	n_3	\bar{x}'_3	$\sum_{j=1}^{n_3} (x'_{3j} - \bar{x}'_3)^2$	$s_3'^2$	$f_6(\sigma_3)$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
i	$x'_{i1}, x'_{i2}, x'_{i3}, \dots, x'_{ij}, \dots, x'_{ini}$	n_i	\bar{x}'_i	$\sum_{j=1}^{n_i} (x'_{ij} - \bar{x}'_i)^2$	$s_i'^2$	$f_6(\sigma_i)$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
m	$x'_{m1}, x'_{m2}, x'_{m3}, \dots, x'_{mj}, \dots, x'_{mmm}$	n_m	\bar{x}'_m	$\sum_{j=1}^{n_m} (x'_{mj} - \bar{x}'_m)^2$	$s_m'^2$	$f_6(\sigma_m)$

Продолжение табл.

$f_6(\sigma_i)n_i$	$f_6(\sigma_i)n_i\bar{x}'_i$	y_i	$f_6(\sigma_i)n_i y_i$	$(y_i - \bar{y})$	$(y_i - \bar{y})^2$
$f_6(\sigma_1)n_1$	$f_6(\sigma_1)n_1\bar{x}'_1$	y_1	$f_6(\sigma_1)n_1 y_1$	$(y_1 - \bar{y})$	$(y_1 - \bar{y})^2$
$f_6(\sigma_2)n_2$	$f_6(\sigma_2)n_2\bar{x}'_2$	y_2	$f_6(\sigma_2)n_2 y_2$	$(y_2 - \bar{y})$	$(y_2 - \bar{y})^2$
$f_6(\sigma_3)n_3$	$f_6(\sigma_3)n_3\bar{x}'_3$	y_3	$f_6(\sigma_3)n_3 y_3$	$(y_3 - \bar{y})$	$(y_3 - \bar{y})^2$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$f_6(\sigma_i)n_i$	$f_6(\sigma_i)n_i\bar{x}'_i$	y_i	$f_6(\sigma_i)n_i y_i$	$(y_i - \bar{y})$	$(y_i - \bar{y})^2$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$f_6(\sigma_m)n_m$	$f_6(\sigma_m)n_m\bar{x}'_m$	y_m	$f_6(\sigma_m)n_m y_m$	$(y_m - \bar{y})$	$(y_m - \bar{y})^2$

Продолжение табл.

$f_6(\sigma_i)n_i(y_i - \bar{y})\bar{x}'_i$	$f_6(\sigma_i)n_i(y_i - \bar{y})^2$	$(n_i - 1)lg s_i'^2$	$1/(n_i - 1)$
$f_6(\sigma_1)n_1(y_1 - \bar{y})\bar{x}'_1$	$f_6(\sigma_1)n_1(y_1 - \bar{y})^2$	$(n_1 - 1)lg s_1'^2$	$1/(n_1 - 1)$
$f_6(\sigma_2)n_2(y_2 - \bar{y})\bar{x}'_2$	$f_6(\sigma_2)n_2(y_2 - \bar{y})^2$	$(n_2 - 1)lg s_2'^2$	$1/(n_2 - 1)$
$f_6(\sigma_3)n_3(y_3 - \bar{y})\bar{x}'_3$	$f_6(\sigma_3)n_3(y_3 - \bar{y})^2$	$(n_3 - 1)lg s_3'^2$	$1/(n_3 - 1)$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$f_6(\sigma_i)n_i(y_i - \bar{y})\bar{x}'_i$	$f_6(\sigma_i)n_i(y_i - \bar{y})^2$	$(n_i - 1)lg s_i'^2$	$1/(n_i - 1)$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$f_6(\sigma_m)n_m(y_m - \bar{y})\bar{x}'_m$	$f_6(\sigma_m)n_m(y_m - \bar{y})^2$	$(n_m - 1)lg s_m'^2$	$1/(n_m - 1)$

Продолжение табл.

$f_6(\sigma_i)\sum_{j=1}^{n_i}(x'_{ij} - \bar{x}'_i)^2$	X'_{yi}	$f_6(\sigma_i)n_i(\bar{x}'_i - X'_{yi})^2$	$s_{X'_i}$	$t_{X'_i}$	$X'_{yi} \mp t_{\alpha,k} s_{X'_i}$
$f_6(\sigma_1)\sum_{j=1}^{n_1}(x'_{1j} - \bar{x}'_1)^2$	X'_{y1}	$f_6(\sigma_1)n_1(\bar{x}'_1 - X'_{y1})^2$	$s_{X'_1}$	$t_{X'_1}$	$X'_{y1} \mp t_{\alpha,k} s_{X'_1}$
$f_6(\sigma_2)\sum_{j=1}^{n_2}(x'_{2j} - \bar{x}'_2)^2$	X'_{y2}	$f_6(\sigma_2)n_2(\bar{x}'_2 - X'_{y2})^2$	$s_{X'_2}$	$t_{X'_2}$	$X'_{y2} \mp t_{\alpha,k} s_{X'_2}$
$f_6(\sigma_3)\sum_{j=1}^{n_3}(x'_{3j} - \bar{x}'_3)^2$	X'_{y3}	$f_6(\sigma_3)n_3(\bar{x}'_3 - X'_{y3})^2$	$s_{X'_3}$	$t_{X'_3}$	$X'_{y3} \mp t_{\alpha,k} s_{X'_3}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$f_6(\sigma_i)\sum_{j=1}^{n_i}(x'_{ij} - \bar{x}'_i)^2$	X'_{yi}	$f_6(\sigma_i)n_i(\bar{x}'_i - X'_{yi})^2$	$s_{X'_i}$	$t_{X'_i}$	$X'_{yi} \mp t_{\alpha,k} s_{X'_i}$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$f_6(\sigma_m)\sum_{j=1}^{n_m}(x'_{mj} - \bar{x}'_m)^2$	X'_{ym}	$f_6(\sigma_m)n_m(\bar{x}'_m - X'_{ym})^2$	$s_{X'_m}$	$t_{X'_m}$	$X'_{ym} \mp t_{\alpha,k} s_{X'_m}$

Более доступным является метод косвенных испытаний, когда экспериментальные данные заменяются расчетными, полученными из уравнений эмпирических линий нормального распределения, определенных, согласно данным [2], на каждом уровне σ_i с учетом порога чувствительности N_{oi} [1]:

$$\hat{x}'_{i_{pj}} = \bar{x}'_i + z_{P_j} s'_{xi}, \quad i = \overline{1, m}, \quad j = \overline{1, k}, \quad (13)$$

где $\hat{x}'_{i_{pj}}$ - расчетное значение $\lg N'_{ip}$, соответствующее заданному уровню вероятности P_j , принятому равным $P_j = 0,5, 0,9, 0,95, 0,99$ и $0,999$ ($z_{P_j} = 0, -1,28, -1,65, -2,33$ и $-3,09$), $k = 5$ - количество уровней P_j .

Согласно (13), для принятых P_j рассчитывают значения $\hat{x}'_{i_{pj}}$:

$$\begin{matrix} P_1 & P_2 & P_3 & \dots & P_i & \dots & P_k \\ \left\{ \begin{array}{l} \hat{x}'_{1_{p1}}, \hat{x}'_{1_{p2}}, \hat{x}'_{1_{p3}}, \dots, \hat{x}'_{1_{pj}}, \dots, \hat{x}'_{1_{pk}}, \\ \hat{x}'_{2_{p1}}, \hat{x}'_{2_{p2}}, \hat{x}'_{2_{p3}}, \dots, \hat{x}'_{2_{pj}}, \dots, \hat{x}'_{2_{pk}}, \\ \hat{x}'_{3_{p1}}, \hat{x}'_{3_{p2}}, \hat{x}'_{3_{p3}}, \dots, \hat{x}'_{3_{pj}}, \dots, \hat{x}'_{3_{pk}}, \\ \vdots \\ \hat{x}'_{i_{p1}}, \hat{x}'_{i_{p2}}, \hat{x}'_{i_{p3}}, \dots, \hat{x}'_{i_{pj}}, \dots, \hat{x}'_{i_{pk}}, \\ \vdots \\ \hat{x}'_{m_{p1}}, \hat{x}'_{m_{p2}}, \hat{x}'_{m_{p3}}, \dots, \hat{x}'_{m_{pj}}, \dots, \hat{x}'_{m_{pk}}, \end{array} \right. & \begin{array}{l} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_i \\ \vdots \\ y_m \end{array} \end{matrix} \quad (14)$$

Двумерный “массив” данных при $P_j = const$ (столбцы): $(\hat{x}'_{1_{pj}}, y_1)$, $(\hat{x}'_{2_{pj}}, y_2)$, $(\hat{x}'_{3_{pj}}, y_3)$, ..., $(\hat{x}'_{i_{pj}}, y_i)$, ..., $(\hat{x}'_{m_{pj}}, y_m)$ обрабатывается согласно схеме №3. В результате получают квантильную кривую усталости с доверительным интервалом. Поступая аналогичным образом для всех данных при $P_1, P_2, P_3, \dots, P_j, \dots, P_k$, получим семейства квантильных кривых усталости с их доверительными границами, что значительно повышает точность расчетов за счет ввода процедуры двойной вероятностной оценки исследуемых параметров с учетом порога чувствительности.

На рисунке представлено указанное семейство согласно данным [2], рассчитанное и графически оформленное по программному пакету SMDA4.

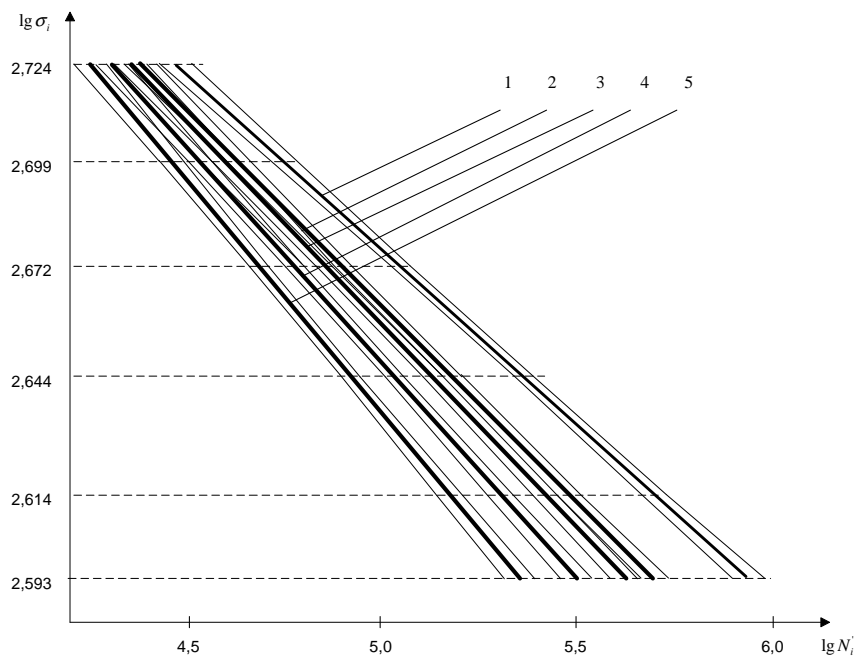


Рис. Семейство квантильных кривых усталости и их 90%-ых доверительных интервалов.
 Линии 1-5 соответствуют $P = 0,5, 0,9, 0,95, 0,99$ и $0,999$

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Стакян М.Г., Демирханян А.Р.** Уравнение кривой усталости с учетом порога чувствительности по долговечностям. Сообщ. 1. Исследование порога чувствительности // Изв. НАН РА и ГИУА. Сер. ТН.- 2002.- Т.55, № 3.- С.338 - 347.
2. **Бастенер Ф., Бастъен М., Поме Ж.** Статистический анализ результатов новых усталостных испытаний // Усталость и выносливость металлов: Сб. ст. - М.: ИЛ, 1963. - С. 390-406.
3. **Степнов М.Н.** Статистические методы обработки результатов механических испытаний: Справ. - М.: Машиностр., 1985. - 232 с.

ГИУА. Материал поступил в редакцию 23.05.2001.

Մ.Գ. ՍՏԱԿՅԱՆ, Ա.Ռ. ԴԵՄԻՐԽԱՆՅԱՆ

**ՀՈԳՆԱԾԱՅԻՆ ԿՈՐԻ ՀԱՎԱՍԱՐՈՒՄԸ ԵՐԿԱՐԱԿԵՑՈՒԹՅՈՒՆՆԵՐԻ
ԶԳԱՅՆՈՒԹՅԱՆ ՇԵՄԻ ՀԱՇՎԱՌՄԱՍԲ**

**Հաղորդում 2. Հոգնածային քվանտիլային կորերի ընտանիքները և դրանց
վստահական միջակայքերը**

Տրված են հաշվարկային սխեմաներ և ալգորիթմ՝ լիսենների հոգնածային միջնարժեքային կորերի պարամետրերը զգայնության շեմի հաշվառմամբ որոշելու համար, երբ σ_i գերլարումների մակարդակը դետերմինացված մեծություն է: Առաջադրված սխեմաներն ընդգրկում են հետևյալ դեպքերը. ցիկլային երկարակեցությունների ցրվածքները σ_i -ից փոփոխական են, σ_i -ի նկատմամբ գործնականում հաստատուն են, σ_i -ի յուրաքանչյուր մակարդակով փորձարկված է 1...3 փորձանմուշ: Հաշվարկների ճշտությունը բարձրացնելու նպատակով մշակված է քվանտիլային հոգնածային կորերի և դրանց վստահական միջակայքերի ընտանիքների ստացման մեթոդիկա: Դիտարկված է թվային օրինակ:

M. G. STAKYAN, A.R. DEMIRKHANYAN

**EQUATION OF STRESS-CYCLE DIAGRAM WITH ACCOUNT OF LONGEVITY
SENSITIVITY THRESHOLD
REPORT 2. A FAMILY OF QUANTUM FATIGUE CURVES AND THEIR
CONFIDENCE INTERVALS**

Calculation schemes and algorithms for determining roller fatigue curve median parameters are given, taking into account the “sensitivity threshold”, when overstrain level of σ_1 is a deterministic value. The submitted schemes included cases: when dispersion of cyclic longevity are variables; when on each level of σ_1 1...3 models are tested. To increase the calculation accuracy, the method of obtaining quantile curve fatigue families with their confidence intervals is developed. A numerical example is examined.