

М. Г. СТАКЯН, Н. С. ИСАХАНЯН, А. И. БОРИСЕНКО

ВОПРОСЫ ОПТИМИЗАЦИИ ИСПЫТАНИЙ НА УСТАЛОСТЬ

Неоднородность свойств конструкционных материалов, вызванная действием металлургического фактора и технологией изготовления детали, приводит к естественному рассеянию характеристик сопротивления усталости материалов, которые при соблюдении идентичности условий эксперимента принимают разные значения при повторных испытаниях. Повышение точности оценки характеристик применением рациональной методики статистической обработки данных при минимальном объеме эксперимента является основной задачей планирования испытаний на усталость.

В настоящее время разработаны методики для проведения испытаний и обработки опытных данных [1, 2] и имеются рекомендации [2] по планированию испытаний с целью построения семейства квантильных кривых усталости. Однако точного решения задачи для определения необходимого объема испытаний не существует, а предложенные зависимости несколько громоздки и требуют предварительной информации о значениях основных характеристик сопротивления усталости [2]. Эффективность планирования в значительной степени зависит от достоверности построения медианной кривой усталости по справочной информации, а при необходимости построения семейства кривых усталости объем вычислительных операций резко возрастает. Вследствие высокой относительной стоимости этих испытаний наряду с учетом точности оценок требуется также учет стоимости подготовки и проведения испытаний. Экономический аспект планирования испытаний для основных вариантов их реализации изложен в [2].

Стремление получить достоверные результаты при выполнении уточненных расчетов зачастую заставляет проведение массовых испытаний лабораторных образцов (до 400 образцов на кривую усталости), используя при этом целый парк лабораторного оборудования. Но после определенного объема экспериментов дальнейшее их увеличение приводит к незначительному и экономически необоснованному повышению оценок за счет полного охвата «массива» данных. Несмотря на огромный объем накопленного экспериментального материала, до настоящего времени нет четких рекомендаций об устойчивости характеристик сопротивления усталости и законе изменения их дисперсий в связи с вариацией объема выборки и поэтому определение объема испытаний производится приближенными методами, без строгих статистических оценок тех или иных параметров кривой усталости и в большинстве носит интуитивный характер.

Целью настоящего исследования является моделирование на ЭВМ условий экспериментов на основе теории игр (метод Монте-Карло) и

получение сравнительно простых зависимостей и рекомендаций для создания инженерной методики расчета оптимального объема испытаний на усталость деталей из среднеуглеродистых и низколегированных конструкционных сталей.

В качестве математической модели для описания процессов в области многоциклового усталости выбрана зависимость

$$\lg N_i = (\overline{\lg N} + z_p S_{N_r}) - (\overline{m} + z_p S_m)(\lg \sigma_i - \overline{\lg \sigma}) \quad (1)$$

или

$$\lg N_i = C - m \lg \sigma_i, \quad (2)$$

где $m = \overline{m} + z_p s_m$; $C = \overline{C} + z_p (s_{N_r} + s_m \overline{\lg \sigma})$ — показатель и параметр

кривой усталости; $\overline{m} = r \frac{s_N}{s_\sigma}$; $\overline{C} = \overline{\lg N} + \overline{m} \overline{\lg \sigma}$; $r = \frac{\mu}{s_N s_\sigma}$; r, μ —

коэффициент корреляции и корреляционный момент; $s_m = \frac{s_N}{s_\sigma} \times$

$\times \sqrt{\frac{1-r^2}{n-1}}$; $s_{N_r} = s_N \sqrt{1-r^2}$; $\overline{\lg N}$, $\overline{\lg \sigma}$, s_N , s_σ — медианные значения логарифмов долговечностей и перенапряжений и их с. к. о.; z_p — квантиль нормированной функции Лапласа; n — объем испытаний.

Для проведения статистических вычислений использованы результаты испытаний [3] ($n = 160$ на 6 уровнях σ_i , гладкие образцы из стали 45, нормализация, $d = 7,5$ мм, круговой изгиб, $\overline{\sigma_{-1}} = 284$ МПа) и на языке „Фортран-IV“ составлена программа вычислительных операций. Первоначально на ЭВМ составлены вариационные ряды N_{ij} по уровням σ_i ($j = 1, \dots, m$, $i = 1, \dots, k_j$), каждому члену ряда присвоен код (табл. 1), определена суммарная долговечность $\sum_{i=1}^n N_i$ и по

корреляционной таблице вычислены параметры уравнения (1) — (2) для общей совокупности $\left(\sum_{i=1}^m k_i = n, m = 6\right)$. Затем, используя датчики случайных чисел (ДСЧ), на ЭВМ генерированы коды долговечностей N_{ij} и согласно схеме табл. 2 с каждого уровня σ_i осуществлен случайный поиск n_p количества данных для формирования отдельной

выборки объемов $n_p = \sum_{i=1}^m n_{ip}$. В программе предусмотрен также анализ кодов для отбрасывания данных, повторно попавших в n_p .

Аналогично, для отдельной выборки n_p определены параметры (1) — (2) и рассчитана сумма циклических долговечностей $\sum_{i=1}^m N_{ip}$, характеризующая время испытаний, необходимое для построения семейства кривых усталости при данном n_p . Для обеспечения сходимости результатов формирование n_p и расчет параметров (1) — (2)

повторялись u_p раз, причем, при $n_1 < n_2 < n_3 < \dots < n_p < \dots < n_q - u_1 > u_2 > \dots > u_3 > \dots > u_p > \dots > u_q$. По завершении каждой серии вычислений (n_p, u_p) на ЭВМ составлялись вариационные ряды $\overline{\lg N}$, s_N , μ , τ , \bar{m} , \bar{C} , s_m , s_N , $\lg \sum_{i=1}^m N_{i,p}$ и проводилась комплексная проверка гипотезы нормальности их распределения согласно [4].

Таблица 1

σ_v	Вар. ряды N_{vj}	k_v
σ_1	$N_{11} \leq N_{12} \leq N_{13} \leq \dots \leq N_{1j} \leq \dots \leq N_{1k_1}$	k_1
σ_2	$N_{21} \leq N_{22} \leq N_{23} \leq \dots \leq N_{2j} \leq \dots \leq N_{2k_2}$	k_2
σ_3	$N_{31} \leq N_{32} \leq N_{33} \leq \dots \leq N_{3j} \leq \dots \leq N_{3k_3}$	k_3
\vdots	\vdots	\vdots
σ_v	$N_{v1} \leq N_{v2} \leq N_{v3} \leq \dots \leq N_{vj} \leq \dots \leq N_{vk_v}$	k_v
\vdots	\vdots	\vdots
σ_m	$N_{m1} \leq N_{m2} \leq N_{m3} \leq \dots \leq N_{mj} \leq \dots \leq N_{mk_m}$	k_m

Таблица 2

σ_v	Выборки по уровням σ_v						
	1	2	3	\dots	p	\dots	q
σ_1	n_{11}	n_{12}	n_{13}	\dots	n_{1p}	\dots	n_{1q}
σ_2	n_{21}	n_{22}	n_{23}	\dots	n_{2p}	\dots	n_{2q}
σ_3	n_{31}	n_{32}	n_{33}	\dots	n_{3p}	\dots	n_{3q}
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
σ_v	n_{v1}	n_{v2}	n_{v3}	\dots	n_{vp}	\dots	n_{vq}
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
σ_m	n_{m1}	n_{m2}	n_{m3}	\dots	n_{mp}	\dots	n_{mq}
n_p	n_1	n_2	n_3	\dots	n_p	\dots	n_q
u_p	u_1	u_2	u_3	\dots	u_p	\dots	u_q

На первом этапе проведения статистического эксперимента для минимизации объема испытаний предусматривалась равномерная выборка данных $n_{v,p}$ ($n_{1p} = n_{2p} = n_{3p} = \dots = n_{vp} = \dots = n_{mp}$, $n_p = mn_{v,p}$) согласно последовательности $n_{v,p} = 1, 2, 3, 4, 5, 7, 10, 15$ и 20 (соответственно $n_p = 6, 12, 18, 24, 30, 42, 60, 90$ и 120 при $u_p = 105, 95, 85, 75, 65, 55, 45, 35$ и 25). Всего проведено 10 серий вычислений, получены 586 семейств кривых усталости и 81 вариационный ряд параметров (1) — (2).

Комплексная проверка „нулевой гипотезы“ по критериям Шапиро-Уилка ($w \geq w_\alpha$), Колмогорова-Смирнова ($\lambda \leq \lambda_\alpha$), Мизеса ($W^2 \leq W_\alpha^2$) и Пирсона ($\chi_1^2 \geq \chi_\alpha^2$) показала, что вариационные ряды в подавляющем большинстве с надежностью вывода $\alpha = 0,05$ соответствуют нормальному закону распределения. Этим подтверждаются результаты и расширяются границы проведенных приближенных (графических) проверок параметров [5]. Для минимизации длительности испытаний представляет интерес статистическое исследование вариационных рядов $\lg \sum_{v=1}^m N_{vp}$ (табл. 3) — здесь для всех выборок характерна низкая степень рассеяния данных ($\sigma_{\lg N} = 0,4 - 1,8 \%$). Наименее благоприятными оказались вычисления при $n_p = 90$ ($u_p = 35$), для которых критериальные оценки λ_2 , W_2^2 и χ_2^2 соответствуют $\alpha = 0,01$, а из них универсальными оказались проверки по критерию χ_2^2 , которые в отдельных случаях соответствовали уровню значимости $\alpha = 0,945$. Это свидетельствует о достаточно высокой надежности принятой гипотезы распределения и позволяет при наличии априорной информации о законе $\sigma_{\lg N}^2 = f(n_p)$ для вероятностной оценки значений суммы долговечностей воспользоваться известной формулой [2]

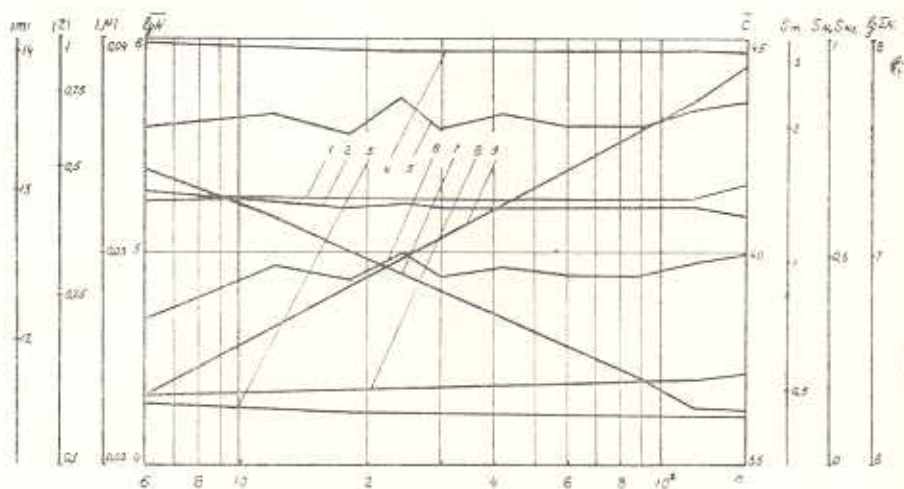


Рис. 1. Изменение медианных значений параметров кривой усталости от объема выборки n_p : 1 — $\lg N$; 2 — s_N ; 3 — p ; 4 — $|r|$; 5 — $|m|$; 6 — C ; 7 — s_m ; 8 — s_N ; 9 — $\lg \sum N_{vp}$

$$\lg \sum_{v=1}^m N_{vp} = \overline{\lg \sum_{v=1}^m N_{vp}} + z_p s_{\lg N} \quad (3)$$

Медианные значения вариационных рядов (рис. 1) за исключением s_m и $\lg \sum_{v=1}^m N_{vp}$ обнаруживают достаточно высокую сходимость и практически инвариантны к объему выборки n_p , что согласуется с тео-

ретическим положением об устойчивости выборочных средних. С уменьшением объема выборки дисперсии параметров монотонно возрастают и при $n_p = 6 - 12$ приводят к значительному рассеянию вероятностных значений m и C , в связи с чем возникает необходимость оценки их показателей рассеяния. Предварительный графический анализ кривых вариационных коэффициентов показал (рис. 2), что в координатах $v - \lg n$ их можно аппроксимировать линейными корреляционными уравнениями типа $a_{y,x} = f_1(x)$, $\sigma_{y|x}^2 = f_2(x) = \text{const}$:

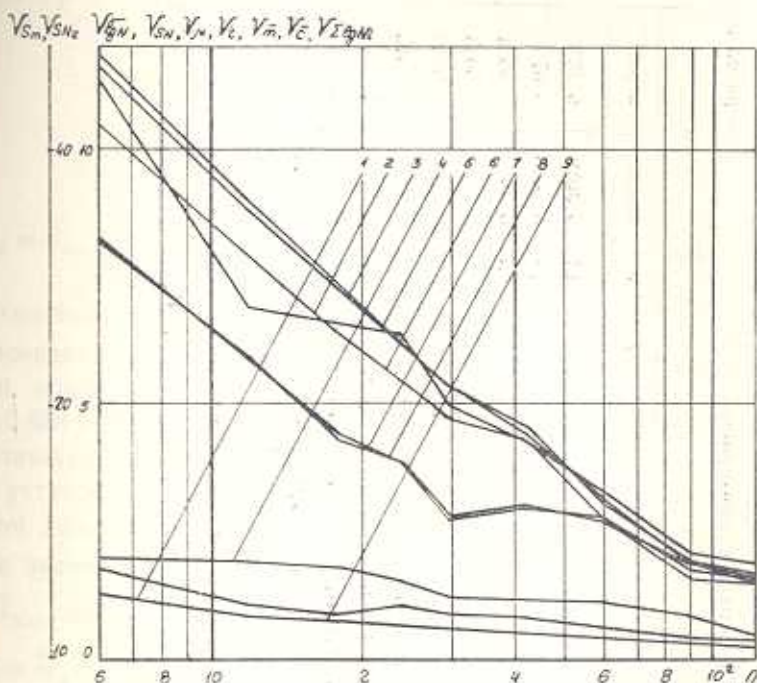


Рис. 2. Изменение вариационных коэффициентов параметров кривой устойчивости от объема выборки n . Обозначения аналогичны рис. 1.

$$Y = \bar{y} + r \frac{s_y}{s_x} (x - \bar{x}) = a + b_{y,x} x, \quad (4)$$

где $x = \lg n$, а $y = v_{\lg N}$, v_{S_N} , v_{μ} , v_r , $v_{\bar{m}}$, v_C , v_{S_m} , v_{S_N} . Для вычисления параметров уравнения (4) составлена подпрограмма, включающая расчеты по корреляционным таблицам, проверку значимости выборочного коэффициента корреляции r по преобразованию Фишера

$$u = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r} + \frac{r}{2(n-1)}, \quad s_u = \sqrt{(n-3)^{-1}}, \quad |u| \geq z_{(1-\frac{\alpha}{2})} s_u, \quad (5)$$

по коэффициенту ранговой корреляции Спирмена [2]:

$$r_s = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n a_i^2}{(n^2 - n) - (T_x + T_y)} \geq r_{s(1-\frac{\alpha}{2})}, \quad (6)$$

Таблица

n_p	n_p	μ_{Φ}	$\lg \frac{\Sigma N}{n_p}$	$v, \%$	λ	Проверка по критериям					Доверительные интегралы				
						W^2	χ^2			нижн.	верхн.	нижн.	верхн.		
							χ_1^2	$\chi_{0,05}^2$	α_{Φ}					e_1	e
6	105	82	6,3333	1,78	0,668	0,067	3,199	14,1	0,845	10	13	6,3089	6,3576	0,0997	0,1293
12	95	75	6,6590	1,06	0,679	0,052	3,000	16,9	0,945	12	19	6,6430	6,6750	0,0623	0,0818
18	85	63	6,8488	0,86	0,807	0,160	4,197	11,1	0,491	8	15	6,8342	6,8634	0,0504	0,0764
24	75	66	6,9872	1,01	0,645	0,045	4,914	11,1	0,927	8	11	6,9702	7,0043	0,0603	0,0906
30	65	60	7,0678	0,85	0,498	0,041	5,296	15,5	0,710	11	38	7,0527	7,0830	0,0509	0,0781
42	55	47	7,2343	0,82	0,376	0,022	6,853	11,1	0,931	8	33	7,2172	7,2513	0,0496	0,0807
60	45	45	7,3883	0,61	0,623	0,061	1,866	11,1	0,827	8	31	7,3751	7,4015	0,0375	0,0617
90	35	32	7,5638	0,40	0,919	0,135	5,004	6,0	0,032	5	12	7,5532	7,5744	0,0245	0,0446
120	25	24	7,6983	0,41	0,690	—	1,841	6,0	0,339	—	—	7,6849	7,7117	0,0247	0,0498

Примечания. Проверка по Шапиро-Уилка (при $n_p = 25$): $w = 0,951 > w_{0,05}$.

Критериальные значения: $w_{0,05} = 0,916$; $\lambda_{0,05} = 0,89$; $\lambda_{0,01} = 1,64$; $W_{0,05}^2 = 0,126$; $W_{0,01}^2 = 0,178$.

а также оценки параметров эмпирической линии регрессии (4):

$$r_1 < r < r_2;$$

$$b_{y/x} - t_{\alpha, k} \frac{s_y}{s_x} \sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}} < b_{y,x} < b_{y,x} + t_{\alpha, k} \frac{s_y}{s_x} \sqrt{\frac{1-r^2}{n-2}};$$

$$\bar{y} - t_{\alpha, k} s_y \sqrt{\frac{(n-1)(1-r^2)}{n(n-2)}} < \bar{Y} < \bar{y} + t_{\alpha, k} s_y \sqrt{\frac{(n-1)(1-r^2)}{n(n-2)}}; \quad (7)$$

$$Y - s_{y/x} t_{\alpha, k} < a_y < Y + s_{y/x} t_{\alpha, k},$$

где

$$r_{1,2} = \frac{e^{2u_{1,2}} - 1}{e^{2u_{1,2}} + 1}; \quad u_{1,2} = u - z_{(1-\frac{\alpha}{2})} s_u;$$

$$s_{y/x} = s_{y,x} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x - \bar{x})^2}{(n-1)s_x^2}}; \quad s_{y,x} = s_y \sqrt{\frac{(n-1)}{n-2}(1-r^2)};$$

$t_{\alpha, k}$ — квантиль распределения Стьюдента ($\alpha = 0,05$, $k = n - 1$).

Проведенные вычисления свидетельствуют о достаточно высокой степени корреляционной связи между рассмотренными величинами ($|r| = 0,938 - 0,994$, $a = 1,7363 - 44,1557$, $|b| = 0,7614 - 19,5409$), обеспечивающей значимость r на уровне $\alpha = 0,05$. Это позволяет наряду с установлением нормальности распределения параметров (1)–(2) с учетом доверительной вероятности $P(N)$ скорректировать вероятностные значения m и C , используя медианные значения \bar{m}_p , \bar{s}_{mp} , $\lg \bar{N}_p$, \bar{s}_{Nrp} вариационных рядов при заданном n_p :

$$m_p^* = \bar{m}_p + z_p \bar{s}_{mp}; \quad C_p^* = (\lg \bar{N}_p + \bar{m}_p \lg \sigma) + z_p (\bar{s}_{Nrp} + \bar{s}_{mp} \lg \sigma). \quad (8)$$

Значения m_p^* и C_p^* фактически являются характеристиками обобщенной (априорной) кривой усталости, представляющей всю совокупность параметров при заданном объеме выборки n_p . Значительная вариация их величин (рис. 3) наблюдается при $n_p < 12 - 15$, а при $n_p > 40$ дальнейшее увеличение объема испытаний не приводит к столь заметному повышению точности их вероятностных значений и поэтому оптимальным и экономически обоснованным является объем $n_p = 18 - 25$. Плавный переход графиков m_p^* , C_p^* (рис. 3) к аналогичным значениям для общей совокупности ($n = 160$) свидетельствует об удовлетворительном соответствии статистической модели (8) процессу усталости, поэтому значения m_p^* и C_p^* могут стать достоверной и обоснованной априорной информацией для описания процесса разрушения в области многоциклового усталости для исходных (модельных) испытаний и использованы в расчетах сопротивления усталости деталей без проведения аналогичных массовых испытаний.

В итоге, комплекс проведенных вычислений сводится к разработке расчетной методики, позволяющей количественно оценивать отно-

сительные ошибки показателей прочности и долговечности $\delta_a = \frac{\sigma_{Ro}}{\sigma_{Rp}}$,

$\delta_N = \frac{N_0}{N_p}$ (σ_{Ro}, σ_{Rp} — пределы выносливости, а N_0, N_p — долговечности при фиксированном уровне τ_1 для сопоставимых испытаний), вызванные вариацией n_p или при заданных уровнях δ_a и δ_N минимизировать продолжительность испытаний. Аналогично методике [6], учитывая взаимное расположение кривых усталости для общей совокупности и при данном n_p , получены функции относительных ошибок:

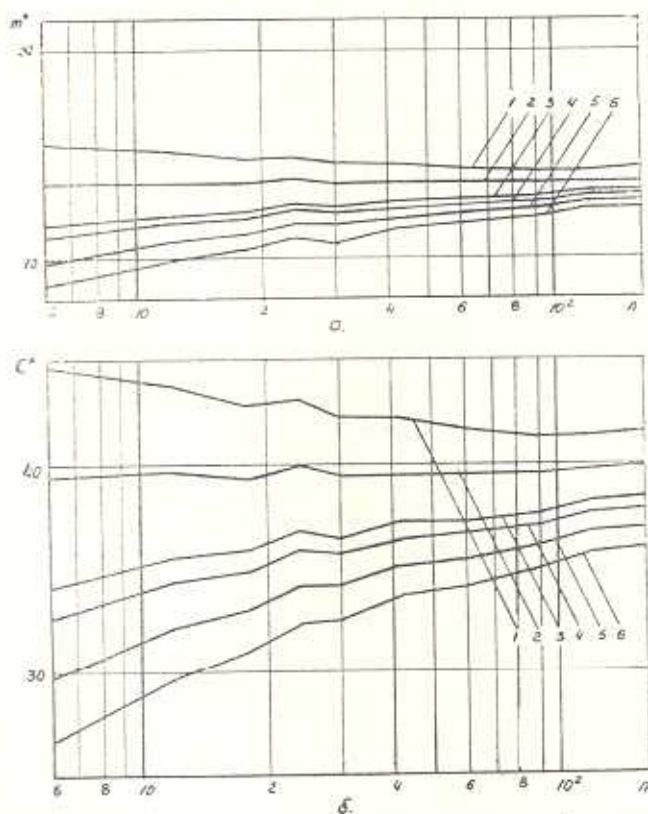


Рис. 3. Изменение показателя и параметра обобщенной кривой усталости от объема выборки n : а — m^* ; б — C^* . Кривые 1, 2, 3, 4, 5, 6 соответствуют вероятности неразрушения $P(N) = 0,1, 0,5, 0,9, 0,95, 0,99$ и $0,999$.

а) по пределу выносливости — $\lg \delta_a = S_p - M_p \lg N_p$; (9)

б) по заданному уровню N_0 — $\lg \delta_N = \Delta C - \Delta m \lg \tau_1$, (10)

где

$$S_p = (C_0/m_0 - C_p^*/m_p^*); M_p = (m_0^{-1} - m_p^{*-1}); \Delta C = C_0 - C_p^*; \Delta m_p = m_0 - m_p^*.$$

Используя функции распределения (3) для сопоставимых испытаний, аналогично получаем выражение для количественной оценки

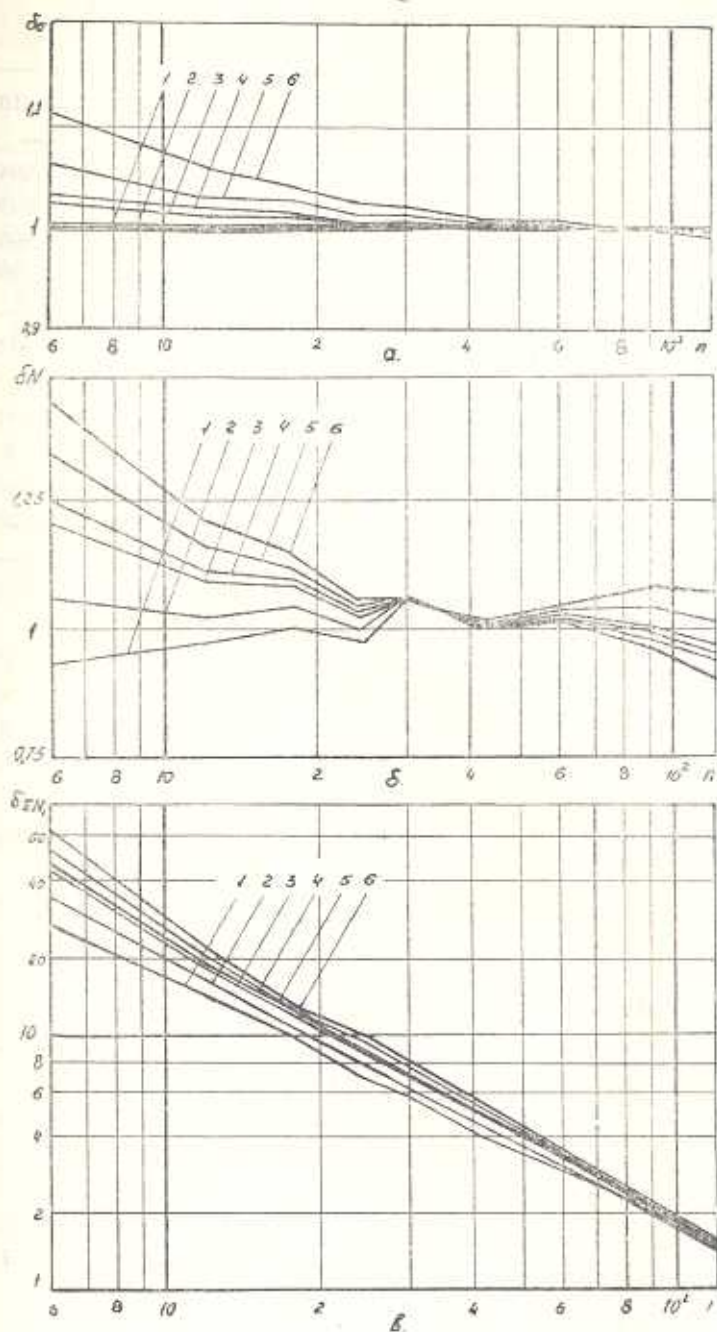


Рис. 4. Изменение $\delta\sigma$, δN и $\delta\sigma N$ от объема выборки n . Обозначения аналогичны рис. 3.

Таблица 4

Функция	$P(N), \%$	a	$b_{y,x}$	r	$ a $	r_1	r_2	r_3
$C^* = f_1(n)$	10	46,1937	-2,3697	-0,9484	1,8687	-0,9892	-0,8103	-0,9273
	50	39,3543	0,1592	0,3202	0,3496	—	—	—
	90	32,5148	2,6882	0,9724	2,1881	0,8952	0,9943	0,9879
	95	30,5925	3,3983	0,9758	2,2549	0,9077	0,9950	0,9879
	99	26,9043	4,7627	0,9782	2,3077	0,9165	0,9955	0,9879
	99,9	22,8434	6,2643	0,9788	2,3234	0,9190	0,9956	1,0
$m^* = f_2(n)$	10	16,0698	-0,9515	-0,9504	1,8886	-0,9897	-0,8170	-0,9273
	50	63,4415	0,0611	0,3137	0,3421	—	—	—
	90	10,8191	1,0738	0,9733	2,2064	0,8987	0,9945	0,9879
	95	10,0807	1,3585	0,9767	2,2750	0,9111	0,9952	0,9879
	99	8,6655	1,9044	0,9790	2,3266	0,9195	0,9957	0,9879
	99,9	7,1067	2,5056	0,9796	2,3424	0,9219	0,9958	1,0
$3\sigma = f_3(n)$	10	0,9963	0,0040	0,8236	1,2195	0,3964	0,9654	0,7833
	50	1,0038	-0,0011	-0,2918	0,3187	—	—	—
	90	1,0337	-0,0177	-0,9310	1,7244	-0,9873	-0,7279	-0,9667
	95	1,0481	-0,0255	-0,9429	1,8224	-0,9895	-0,7708	-0,9667
	99	1,0863	-0,0461	-0,9482	1,8731	-0,9905	-0,7906	-0,9435
	99,9	1,1510	-0,0810	-0,9435	1,8280	-0,9896	-0,7731	-1,0
$\delta_N = f_4(n)$	10	0,8577	0,1058	0,9117	1,5995	0,6509	0,9835	0,9167
	50	1,0529	-0,0151	-0,2988	0,3280	—	—	—
	90	1,2768	-0,1513	-0,9152	1,6156	-0,9842	-0,6726	-0,8833
	95	1,3431	-0,1915	-0,9294	1,7119	-0,9869	-0,7220	-0,9667
	99	1,4757	-0,2717	-0,9414	1,8092	-0,9892	-0,7654	-0,9667
	99,9	1,6279	-0,3633	-0,9444	1,8360	-0,9898	-0,7762	-0,9749
$\delta_{3\sigma} = f_5(n)$	10	2,1933	-0,9731	-0,9995	4,2215	-0,9999	-0,9979	1,0
	50	2,3378	-1,0435	-0,9998	4,7211	-1,0	-0,9992	
	90	2,4822	-1,1139	-0,9995	4,1918	-0,9999	-0,9977	
	95	2,5227	-1,1337	-0,9993	4,0445	-0,9999	-0,9970	
	99	2,6005	-1,1716	-0,9989	3,8055	-0,9998	-0,9951	
	99,9	2,6865	-1,0137	-0,9983	3,6024	-0,9997	-0,9927	

коэффициента $\delta_{\Sigma N_i} = \sum_{i=1}^n N_i \left| \sum_{\nu=1}^m N_{\nu p} \right.$, учитывающего снижение длительности испытаний

$$\lg \delta_{\Sigma N_i} = \Delta \overline{\lg \sum N_p} + z_p \Delta s_{1 \lg \Sigma N_p}, \quad (11)$$

где

$$\Delta \overline{\lg \sum N_p} = \overline{\lg \sum_{i=1}^n N_i} - \overline{\lg \sum_{\nu=1}^m N_{\nu p}}; \quad \Delta s_{1 \lg \Sigma N_p} = s_{1 \lg \Sigma N_i} - s_{1 \lg \Sigma N_{\nu p}}.$$

На рис. 4а, б представлены вероятностные значения δ_s и δ_N , соответствующие точке перегиба кривой усталости для общей совокупности $(\overline{\sigma_{Ro}}, \overline{N_{Co}})$, а на рис. 4в — значения $\delta_{\Sigma N_i}$. Как и на рис. 3, резкое изменение значений δ_s и δ_N происходит при $n < 12$, а для оптимального интервала $n = 18 - 25$ и при $P(N) = 0,95 - 0,999$, представляющем интерес для уточненных расчетов, исходные характеристики прочности и долговечности должны быть скорректированы на величину $\delta_s = 1 - 1,06$ и $\delta_N = 1,03 - 1,18$. При этом продолжительность испытаний по сравнению с $n = 160$ сокращается, примерно, на порядок ($\delta_{\Sigma N_i} = 9 - 12,9$), что имеет немаловажное значение для повышения производительности испытаний.

Характер изменения графиков на рис. 3 и 4 позволяет, используя расчетную процедуру (4) — (7), получить сравнительно простые линейные связи, пригодные для инженерных расчетов и обобщающие комплекс проведенного статистического исследования. Результаты расчетов представлены в табл. 4. Критериальные оценки по (5) и (6) для 9 ($\delta_s, \delta_N, \delta_{\Sigma N_i}$) и 10 серий вычислений (C^*, m^*) соответственно равны $z_{1-\frac{\alpha}{2}} s_n = 0,8, 0,741$ и $r_{\alpha(1-\frac{\alpha}{2})} = 0,663, 0,636$ ($\alpha = 0,05$), что подтверждают высокую степень корреляционной связи между $C^*, m^*, \delta_s, \delta_N, \lg \delta_{\Sigma N_i}$ и $\lg n$ согласно неравенствам (5) и (6). Для медианных значений $\overline{C^*}, \overline{m^*}, \overline{\delta_s}$ и $\overline{\delta_N}$ подтверждается их некоррелированность от объема выборки, что согласуется с данными рис. 1. Выявленные связи, которые фактически являются многомерными, позволяют построение номограммы в координатах $\delta_N - \delta_s - \lg n - \lg \delta_{\Sigma N_i}$, где параметром является вероятность неразрушения $P(N)$. Графическим способом из этой номограммы при заданных уровнях δ_N и δ_s можно получить минимальный объем и продолжительность испытаний на усталость.

Проведенный статистический эксперимент позволил для равномерной выборки данных определить оптимальный объем испытаний ($n = 18 - 25$). Дальнейшим развитием этого метода является рациональное распределение данных по этим уровням для дальнейшей минимизации длительности испытаний.

ՀՈԿԱՍՏԱՅԻՆ ՓՈՐՃԱՐԿՈՒՄՆԵՐԻ ԾՊՏԻՄԵԳԱՅՄԱՆ ՀԱՐՅԵՐԸ

Ա մ փ ո ւ փ ո ս մ

Նախկինում կատարված զանգվածային փորձարկումների հիման վրա էջՄ-ի միջոցով մոդելավորված է հոգնածային լարորատորիայում տարվող աշխատանքների իրական ֆիզիկական պրոցեսը «Ճորտրան-7» լեզվով մշակված են ալգորիթմներ և հաշվարկային ծրագրեր ու նրանցով իրականացված է վիճակազրական փորձարկում՝ Մոնտե-Կառլոյի մեթոդով փորձի տվյալների ամբողջությունից առանձին ընտրվածք ձևավորելու համար: Յուրաքանչյուր ընտրվածքի ծավալի համար հաշվարկված են հոգնածային կորի պարամետրերը, իսկ նրանց զուգամիտումը ապահովելու համար տվյալների պատահական որոնումը բազմապատիկ անգամ կրկնված է: Ստացված են այդ պարամետրերի փոփոխման շարքերը և ապացուցված է նրանց նորմալ բաշխումը, որը թույլ է ավել որոշել նրանց հավանական արժեքները ընդհանրացված հոգնածային կորերի համար: Ապացուցված է այդ պարամետրերի միջին արժեքների կայունությունը և ստացված են առնչություններ նրանց ցրման մեծությունները ընտրվածքի ծավալի փոփոխությունից որոշելու համար: Փորձարկումների ծավալի օպտիմիզացման համար ստացված են դիմացկունություն սահմանի և ցիկլային երկարակեցություն մակարդակի հարաբերական սխալի δ_{σ} և δ_N ֆունկցիաներ: Յուրջ է արված, որ պատական ծաման դեպքում պողպատ 45-ից պատրաստված փորձանմուշների համար օպտիմալ է համարվում $n = 18-25$ ընտրվածքի ծավալը, որը ապահովվում է հաշվարկների ճշտություն $\delta_{\sigma} = 1,03-1,06$ և $\delta_N = 1,03-1,20$ մակարդակով և կրճատում է փորձարկումների մամկեարը 9-13 անգամ:

Л И Т Е Р А Т У Р А

1. Школьников Л. М. Методика усталостных испытаний: Справочник.—М.: Металлургия, 1978.—320 с.
2. Степков М. Н. Статистические методы обработки результатов механических испытаний: Справочник.—М.: Машиностроение, 1985.—232 с.
3. Вагинов Р. Д., Шишорина О. И., Хрипина Л. А. Моделирование при испытаниях на усталость // Испытание деталей машин на прочность.—М.: Машгиз, 1960.—С. 24—52.
4. Столян М. Г., Оганесян Л. Г., Исаханян Н. С. Исследование параметров режима нагружения шпоночных соединений // Изв. АН АрмССР, Сер. ТН.—1987.—Т. XL, № 6.—С. 8—18.
5. Столян М. Г., Исаханян Н. С. Оптимизация методов исследования прочности и долговечности деталей передаточных механизмов // Теория и конструирование машин: Межауз. тем. сб. науч. тр. по маш.—Ереван, 1983.—С. 77—85.
6. Столян М. Г., Исаханян Н. С. Циклическая прочность и долговечность шпоночных соединений // Изв. АН АрмССР, Сер. ТН.—1982.—Т. XXXV, № 4.—С. 8—15.