

МАШИНОСТРОЕНИЕ

М. Г. СТАКЯН, Л. Г. ОГАНЕСЯН

ИССЛЕДОВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ РЕЖИМА НАГРУЖЕНИЯ
ВАЛОВ ПЕРЕДАТОЧНЫХ МЕХАНИЗМОВ

Непрерывно возрастающие требования к надежности и долговечности машин при снижении их металлоемкости диктуют необходимость совершенствования и уточнения прочностных расчетов их деталей и узлов. Этот процесс охватывает случаи как статического, так и циклического нагружения деталей машин.

Изучение сопротивления усталости металлов при сложно-напряженном состоянии представляет определенный интерес, потому что случай подобного нагружения характерен для широкого класса тяжело нагруженных и ответственных деталей машин и соединений. Особенностью данного режима является разнообразный характер действия нормальных и касательных напряжений, которые в большинстве являются случайными функциями и во времени могут быть взаимосвязаны или независимы по основным параметрам циклического нагружения. Это заставляет из всего многообразия их действия выделить наиболее характерные случаи, внести некоторые ограничения и, в результате, произвести классификацию режимов нагружения.

Дифференциальный подход к параметрам режима или к компонентам напряженного состояния представляется нецелесообразным из-за действия большого числа факторов и это заставляет отыскивать новые параметры или критерии, позволяющие в совокупности учесть действие многочисленных, порой разнородных по характеру факторов.

В качестве объекта исследования выбраны валы передаточных механизмов, которые широко применяются в кинематических цепях машин и технологического оборудования разнообразного назначения.

При регулярном или близком к нему режимах нагружения возникающие в опасных сечениях валов нормальные напряжения σ_n почти меняются по симметричным циклам нагружения (коэффициент асимметрии $R_n \approx -1$), т. е. в большинстве случаев осевые составляющие нагрузки создают незначительные по величине средние напряжения σ_m , которыми можно пренебречь. Из-за незначительных колебаний внешней нагрузки цикл изменения касательных напряжений можно считать постоянным ($R_t \approx 1$), следовательно, при регулярном режиме нагружения валов передаточных механизмов встречается случай совместного цик-

лического изгиба и статического кручения ($\pm\sigma, \tau$). В [1] дан подробный анализ компонентов данного плоско-напряженного состояния и выявлен закон изменения главных напряжений σ_1 и σ_3 от величины и характера изменения σ и τ .

Распределение нормальных и касательных напряжений в этом случае зависит от назначения, конструктивных, технологических и эксплуатационных характеристик валов и насаженных на них деталей. Но амплитудные значения σ и τ , которые вызваны составляющими нормальных сил, действующих в механизмах, взаимосвязаны и поэтому для опасного сечения данного вала отношение $\frac{\tau}{\sigma}$ независимо от колебаний

внешней нагрузки остается постоянным (случай $\frac{\tau}{\sigma} = \text{var}$ характерны для деталей предварительно напряженных соединений). Отношение $\frac{\tau}{\sigma}$

меняется только с переходом от одного вала к другому и поэтому его значения, в основном, зависят от расположения вала в кинематической цепи машины. Следовательно, для проведения подобных усталостных испытаний, имитирующих реальный режим работы валов, необходимо определить их интервальные значения $\frac{\tau}{\sigma}$, характерные для передаточ-

ных механизмов, наиболее часто встречающихся в практике машиностроения. Это прежде всего зубчатые передачи стандартных и нормализованных редукторов и коробок скоростей, применяемых в кинематических цепях приводов и машин общего назначения. (Подобный предварительный анализ предпринят в [1]). Для этой цели выбраны одно-, двух- и трехступенчатые стандартные редукторы марок Ц2, ЦТН-6, ЦТН-8, КЦ-1, КЦ-2, РЦД, РМ, ВК, ЦЦН, РЦН, РЧП, РЧ различных модификаций (всего 220 типоразмеров), составлены расчетные схемы валов и по ним выведены зависимости для определения $\frac{\tau}{\sigma}$.

В табл. 1 представлены наиболее характерные из этих схем и зависимостей для быстроходных (Б), промежуточных (П) и тихоходных (Т) валов рассмотренных редукторов. Структура полученных формул указывает на инвариантность отношения $\frac{\tau}{\sigma}$ к параметрам нагружения и связь от геометрических параметров валов и зубчатых зацеплений, что в значительной степени упрощает вычисление их значений использованием соответствующей справочной литературы [2-4].

Параметры зависимостей $\frac{\tau}{\sigma}$ получены из соответствующих расчетов на прочность, жесткость и долговечность деталей передач, в основу которых лежат статистические представления о действующих нагрузках и механических характеристиках использованных материалов. Поэтому можно предполагать, что и расчетные значения $\frac{\tau}{\sigma}$ являются слу-

чайными величинами, в связи с чем возникает необходимость статистической обработки полученных совокупностей для $\frac{\tau}{\sigma}$.

Таблица 1

№	Тип задач	Расчетная схема	Зависимости $\frac{\tau}{\sigma}$
1.	Быстроточный		$\frac{\tau}{\sigma} = \left[\frac{P}{a \cdot l} \sqrt{1 + \left(\frac{P}{a \cdot l} - \frac{P}{a \cdot l} \cdot \frac{a}{l} \right)^2} \right]^{1/2}$
2.			$\frac{\tau}{\sigma} = \left[\frac{P}{a} \sqrt{1 + \left(\frac{P}{a} \left(\frac{a}{l} - \frac{a \cdot l}{l^2} \right) \right)^2} \right]^{1/2}$
3.			$\frac{\tau}{\sigma} = \left[\frac{P}{a} \sqrt{1 + \left(\frac{P}{a} \right)^2} \right]^{1/2}$
4.	Промежуточный		$\frac{\tau}{\sigma} = \left[\frac{P}{a} \sqrt{1 + \left(\frac{P}{a} \left(\frac{a}{l} - \frac{a \cdot l}{l^2} \right) \right)^2} \right]^{1/2}$
5.			$\frac{\tau}{\sigma} = \left[\frac{P}{a} \sqrt{1 + \left(\frac{P}{a} \left(\frac{a}{l} - \frac{a \cdot l}{l^2} \right) \right)^2} \right]^{1/2}$
6.			$\frac{\tau}{\sigma} = \left[\frac{P}{a} \sqrt{1 + \left(\frac{P}{a} \left(\frac{a}{l} - \frac{a \cdot l}{l^2} \right) \right)^2} \right]^{1/2}$
7.	Вспомогательный		$\frac{\tau}{\sigma} = \left[\frac{P}{a} \sqrt{1 + \left(\frac{P}{a} \left(\frac{a}{l} - \frac{a \cdot l}{l^2} \right) \right)^2} \right]^{1/2}$

Для оценки статистических характеристик совокупностей $\frac{\tau}{\sigma}$ постановки и проверки «нулевой гипотезы», т. е. соответствия эмпирического распределения изучаемых случайных величин определенному виду теоретического распределения, на языке «Фортран—IV» составлены алгоритмы и комплексная программа вычислительных операций. Задача реализована на ЭВМ ЕС 1022, суть которой состоит в следующем.

Составлены вариационные ряды совокупностей $\frac{\tau}{\sigma}$

$$x_1 \leq x_2 \leq x_3 \leq \dots \leq x_n$$

и оценка принадлежности резко выделяющихся значений $\frac{\tau}{\sigma}$ к данной совокупности произведена согласно критерию Романовского t_r [5]:

$$\frac{\bar{x}_1 - x_{\min}}{s_1} > t_r; \quad \frac{x_{\max} - \bar{x}_2}{s_2} > t_r, \quad (1)$$

где $\bar{x}_i$, s_i ($\bar{x}_1$, s_1) — выборочное среднее значение и среднеквадратичное отклонение вариационного ряда без учета $x_{\min}$ ($x_{\max}$).

Данные табл. 2 свидетельствуют о том, что для доверительной вероятности $P = 95\%$ крайние значения $\frac{\tau}{\sigma}$ принадлежат данной совокупности (в программе предусмотрено отбрасывание из вариационного ряда резко выделяющихся данных, если $t_{ap} < t_{cr}$).

В вероятностных расчетах на прочность и долговечность преимущественное применение имеет нормальный закон распределения. Учитывая это, а также объем выборок ($n > 100$) и рекомендации [6, 7] о комплексной проверке (графической и расчетной) нормальности распределения, в задаче предусмотрено несколько подпрограмм (в том числе стандартных):

Таблица 2

Тип вала	n	$\bar{x}_1$	$\bar{x}_2$	s_1	s_2	Расчетные значения $t_{\alpha p}$ для:		Табличные значения $t_{\alpha p}$ при $P=95\%$
						$x_{\min}$	$x_{\max}$	
Б	590	0,2935	0,2925	0,1013	0,1011	2,7684	3,14	2
П		0,4766	0,4774	0,1254	0,13	2,6833	2,9435	
Т		1,6463	1,6434	0,2686	0,2687	2,85	2,815	

а) для определения статистических характеристик, необходимых для построения графика эмпирической функции распределения

$$x = \bar{x} + us \quad (2)$$

и ее доверительных интервалов;

б) для проверки «нулевой гипотезы» по критериям согласия χ^2 -Пирсона и ω^2 -Мизеса:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^p \frac{(n_j - np_j)^2}{np_j} < \chi_{\alpha}^2; \quad (3)$$

$$\omega^2 = \frac{1}{12n} + \sum_{j=1}^p |P(x) - w(x)|^2 \leq z_{\alpha}; \quad (4)$$

Составление таблиц параметров и последовательность вычислительных операций для определения χ^2 и ω^2 произведены согласно [5, 7].

Основные статистические характеристики эмпирических распределений $\frac{x}{s}$, а также расчетные значения χ^2 и ω^2 представлены в табл. 3, откуда видно, что с доверительной вероятностью $P=95\%$ можно судить о приемлемости нормального закона распределения для выборок $\frac{x}{s}$. То, что расчетные значения критериев согласия χ^2 и ω^2 находятся в области допустимых значений, является необходимым, но недостаточным условием для доказательства нормальности распределения.

Таблица 3

Тип вала	$\bar{x}$	s	σ , %	χ^2	χ_{α}^2	ω^2	z_{α}
Б	0,293	0,104	35,647	7,8	11,1	0,182	0,4614
П	0,478	0,126	26,378	7,69		0,107	
Т	1,645	0,27	16,43	4,218		0,075	

Окончательный вывод можно сделать после графического построения линий функции (2) на нормальной вероятностной бумаге. Как видно из рисунка, расчетные значения $\frac{\tau}{\sigma}$ удовлетворительно сгруппированы вокруг 50%-ных линий эмпирических функций распределения.

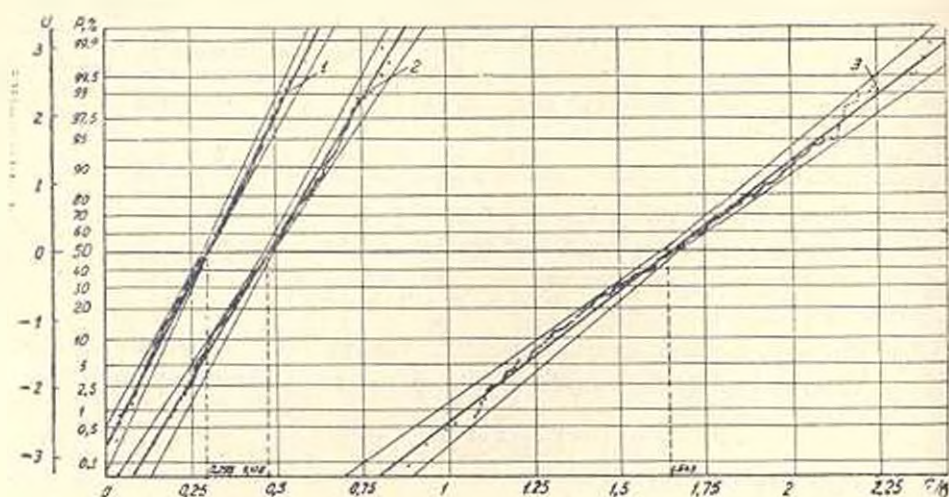


Рис. Графики функций распределения и 95%-ные доверительные границы величин $\frac{\tau}{\sigma}$ для валов: 1—быстроходных; 2—промежуточных; 3—тихоходных.

С целью повышения достоверности полученных результатов следует произвести оценку выборочных характеристик $\bar{x}$ и s , определив доверительные интервалы, внутри которых находятся их теоретические значения a и σ для генеральной совокупности:

$$\begin{aligned} \bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\alpha, k} < a < \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\alpha, k}; \\ sz_1 \sqrt{\frac{n-1}{n}} < \sigma < sz_2 \sqrt{\frac{n-1}{n}}. \end{aligned} \quad (5)$$

При $P = 95\%$ получены следующие интервалы:

$$0,2846 < a_B < 0,3014; \quad 0,093 < \sigma_B < 0,112;$$

$$0,4678 < a_{II} < 0,4882; \quad 0,116 < \sigma_{II} < 0,136;$$

$$1,631 < a_T < 1,656; \quad 0,2487 < \sigma_T < 1,291.$$

На рисунке построены 95%-ные доверительные области функций распределения $\frac{\tau}{\sigma}$.

Для решения ряда задач и, в первую очередь, обоснования отношения $\frac{\tau}{\sigma}$ как критерия режима нагружения для валов, необхо-

можно доказать, что рассмотренные вариационные ряды $\frac{z}{\sigma}$ являются выборками из различных генеральных совокупностей, т. е. следует попарно отвергнуть гипотезу равенства выборочных средних $\bar{x}_B$, $\bar{x}_{II}$, $\bar{x}_T$ и их дисперсий s_B^2 , s_{II}^2 , s_T^2 согласно критериям F -Фишера и t -Стьюдента [5]:

$$F = \frac{s_2^2}{s_1^2} \geq F_{\alpha, k} (s_2^2 > s_1^2); \quad t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \geq t_{\alpha, k} \quad (6)$$

Результаты расчетов представлены в табл. 4.

Таблица 4

Сравни- палы	F	$F_{\alpha, k}$ при $P=95\%$	t	$t_{\alpha, k}$ при $P=95\%$
В—II	1,468		27,52	
Б—Т	6,74	1,115	113,53	1,96
Т—II	4,592		93,115	

Проведенный комплекс статистических вычислений, а также графическое построение эмпирических функций распределения свидетельствуют о том, что выборки расчетных значений $\frac{z}{\sigma}$ для трех видов валов могут стать оценкой их генеральных совокупностей, описываемых нормальным законом распределения, т. е. на уровне значимости $\alpha=0,05$, принятого в машиностроении, распределение этих выборок существенно отличаются от нормального.

Статистическая проверка выборок $\frac{z}{\sigma}$ по критериям F -Фишера и t -Стьюдента показывает, что можно отвергать гипотезу равенства сопоставляемых генеральных совокупностей $\frac{z}{\sigma}$ или принадлежность рассмотренных выборок одной из них. Следовательно, фактор группирования значений $\frac{z}{\sigma}$ по признаку расположения валов в кинематической цепи машины оказывает неслучайное и значимое влияние на величину $\frac{z}{\sigma}$.

Наряду с ранее указанными свойствами о постоянстве $\frac{z}{\sigma}$ для данного сечения вала и его инвариантности к величинам и колебаниям внешних силовых факторов, проведенное статистическое исследование позволяет использовать отношение $\frac{z}{\sigma}$ как новый критерий режима на-

гружения валов, и полученные интервальные значения $\frac{\tau}{\sigma}$ ввести в план эксперимента для постановки обоснованных испытаний на усталость при сложном напряженном состоянии.

ЕрПН им. К. Маркса

27. VI 1984

Մ. Գ. ՍՏԱԿՅԱՆ, Լ. Գ. ՀՈՎՀԱՆՆԻՍՅԱՆ

ՓԻՆԱՆՑԱՆ ԱՆՈՒՄՆԵՐԻ ԼԻՍԵՆՍԵՐԻ ԲԵՌՆԱՎՈՐՄԱՆ ՌԵԺԻՄԻ ՊԱՐԱՄԵՏՐԵՐԻ ՀԵՏԱԶՈՏՈՒՄԸ

Ա Մ Փ Ո Փ Ո Ւ Մ

Լիսենսիորման ռեժիմների դասակարգման համար առաջարկված է նոր սարամանտը՝ շոշափող և նորմալ լարումների $\frac{\tau}{\sigma}$ հարաբերությունը, որն օժտված է որոշակի կախվածությամբ, իսկ արժեքը կախված է լիսենսի մեքենայի կինեմատիկական շղթայում դրաված դիրքից: Որոշված են — տիրույթային արժեքները և ցույց է տրված, որ այդ հարաբերությունը հանդիսանում է պատահական մեծություն: Նորմալ բաշխման հիպոթեզի ստուգումը անց է կացվում χ^2 և ω^2 -ի շտափանիշներով: Վիճակագրական հաշվարկների կատարման համար մշակված է հաշվարկային զործողությունների ալգորիթմ և ինդիրք «ՓՈՐՄԱՆ-IV» լեզվով իրականացված է էՀՄ ԵՍ 1022-ի վրա:

Л И Т Е Р А Т У Р А

1. Стакий М. Г. К вероятностной оценке инклической прочности валов.—В сб.: Научн. тр. ЕрПН, сер. Машиностроение, Ереван, 1971, т. 33, вып. 5, с. 126—136.
2. Анфилов М. И. Редукторы. Атлас.—М.: Машиностроение, 1979.—284 с.
3. Киреев Г. Н., Киченко Н. Д., Сыцко С. А. Редукторы. Справочное пособие.—Л.: Машиностроение, 1972.—144 с.
4. Мотор—редукторы и редукторы/ВНИИредуктор—Изготовитель ВПО «Совюзмаш-нормал».—М., 1978.—88 с.
5. Степков М. Н. Статистическая обработка результатов механических испытаний.—М.: Машиностроение, 1972.—231 с.
6. Смирнов Н. В., Дунин-Бирковский Н. В. Курс теории вероятностей и математической статистики.—М.: Наука, 1969.—511 с.
7. Герасимович А. И. Математическая статистика.—Минск: Высшая школа, 1953.—273 с.