

М. Г. СТАКЯН, Ю. П. ШАГАЕВ, Н. С. ИСАХАНИЯ

О РАСПРЕДЕЛЕНИИ МИКРОТВЕРДОСТИ
ПРИ ИСПЫТАНИЯХ НА УСТАЛОСТЬ

Решение задач, способствующих повышению надежности и долговечности деталей машин и конструкций, неразрывно связано с проблемой разрушения конструкционных материалов. Разрушение является структурно-чувствительным процессом, а закономерности деформации микрообъемов поверхностных слоев кристаллических материалов сложны и существенно отличаются от кинетики макродеформаций. Аномальные особенности пластического течения, зарождения и развития дефектов в поверхностном слое формируют процессы усталостного разрушения и поэтому необходимо располагать количественными показателями свойств поверхностных слоев и отдельных зон сечения деталей на микроструктурном уровне, что возможно реализовать измерениями микротвердости. Указанный метод отличается высокой локальностью, пригоден для изучения пластических микродеформаций, предшествующих усталостному разрушению, и позволяет получить достоверную информацию о поведении материалов при периодическом нагружении [1, 2].

Исследования по установлению закона распределения микротвердостей $H_{кв}$ ранее [1, 2] проведены приближенными способами, которые носят предварительный характер и не могут включать в себя априорную информацию об установлении вида статистической модели процесса упрочнения, оцениваемого $H_{кв}$. Необходимость такой проверки обоснована тем, что измерения $H_{кв}$ сопровождаются случайным и неконтролируемым рассеянием, вытекающим из инструментальных возможностей аппаратуры и особенностей физико-механического состояния структурных составляющих материала. При массовых измерениях совокупности $H_{кв}$ фактически характеризуют интегральную оценку микротвердости изучаемой микроструктуры. Если учесть, что упрочнение микрообъемов поверхностного слоя при периодическом нагружении является сопутствующим процессом и проявляется в гораздо меньшей степени, чем при специальных видах упрочняющей технологии (ППД), для получения достоверной информации и ее фильтрации от «шумов» следует применять более строгие, аналитические методы проверки нормальности распределения $H_{кв}$ с использованием современных критериев согласия. Если выбранный критерий не позволяет делать уверенный и однозначный вывод, то проверку «нулевой гипотезы» необходимо производить по другим критериям и статистические вычисления дополнить графической проверкой [3, 4].

Учитывая это, разработанная ранее программа вычислительных операций [5] модифицирована и при большем объеме выборки ($n > 30-50$) включает в себя проверки по критериям согласия λ — Колмогорова—Смирнова, ω^2 — Мизеса и χ^2 — Пирсона [3]:

$$\max \left[D_n^+; D_n^- \right] \left(\sqrt{n} - 0,01 + \frac{0,85}{\sqrt{n}} \right) \leq \lambda_\alpha; \quad (1)$$

$$\left\{ \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^n \left[W(x_i) - \Phi(\hat{z}_i) \right]^2 \right\} \left(1 + \frac{1}{2n} \right) \leq W_\alpha^2; \quad (2)$$

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^{e_1} \frac{(n_j - np_j)^2}{np_j} \leq \chi_\alpha^2, \quad (3)$$

где

$$D_n^+ = \max_{1 \leq i \leq n} \left[\frac{i}{n} - \Phi(\hat{z}_i) \right]; \quad D_n^- = \max_{1 \leq i \leq n} \left[\Phi(\hat{z}_i) - \frac{i-1}{n} \right]; \quad W(x_i) = \frac{i-0,5}{n};$$

$$\Phi(\hat{z}_i) = 0,5 + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\hat{z}_i} e^{-\frac{z^2}{2}} dz; \quad \hat{z}_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}; \quad i = 1, 2, 3, \dots, n;$$

$e_1 \leq j$ — скорректированное число интервалов размаха варьирования $\delta = x_n - x_1$; n_j, p_j — частота и вероятность попадания в j -й интервал; $\lambda_\alpha, W_\alpha^2, \chi_\alpha^2$ — критериальные значения критериев согласия, соответствующие заданному уровню надежности вывода α (обычно $\alpha = 0,05$ или $0,01$).

В модифицированную программу введена также подпрограмма для оптимального разбиения δ на j и определения такого значения e_1 , которое обеспечивает $\max [P(\chi^2 < \chi_\alpha^2)]$ (т. е. α_{\max}), определяемое из выражения

$$P(\chi^2 < \chi_\alpha^2) = \frac{1}{2^{\frac{k}{2}} \Gamma\left(\frac{k}{2}\right) \chi_\alpha^{\frac{k}{2}}} \int_0^{\chi_\alpha^2} (\chi^2)^{\frac{k}{2}-1} e^{-\frac{1}{2}\chi^2} d\chi^2, \quad (4)$$

где $\Gamma\left(\frac{k}{2}\right) = \int_0^\infty x^{\frac{k}{2}-1} e^{-x} dx$ — Гамма-функция; $k = e_1 - 3$ — число степеней свободы.

Для графической проверки в программе [5] введены изменения:

а) определение доверительных интервалов для генеральной средней и с.к.о.

$$\bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\alpha, k} < a < \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\alpha, k}; \quad (5)$$

$$s \sqrt{\frac{n-1}{\chi_{\beta_1}^2}} < \sigma < s \sqrt{\frac{n-1}{\chi_{\beta_2}^2}}, \quad (6)$$

где $t_{\alpha, k}$, $\chi_{p, k}^2$, $\chi_{p, k}^2$ — критерии Стьюдента и Пирсона при заданных α , $k = n - 1$ и доверительных вероятностях P_1 и P_2 (обычно $P_1 = \frac{\alpha}{2} = 0,05$, $P_2 = 1 - \frac{\alpha}{2} = 0,95$);

б) построение средневероятной линии эмпирической функции распределения

$$\hat{x}_p = \bar{x} + z_p s, \quad (7)$$

ее верхней и нижней доверительных границ по β уровням вероятности P :

$$x_p^{\beta, n} = \bar{x} \pm t'_\beta [(n-1); \Delta] \frac{s}{\sqrt{n}}, \quad (8)$$

где $\Delta = z_p \sqrt{n}$ — параметр нецентральности; $t'_\beta [(n-1); \Delta]$ — квантиль уровня β нецентрального распределения Стьюдента:

$$t'_\beta [(n-1); \Delta] = \frac{\left(1 - \frac{1}{4k}\right) \Delta + z_\beta \sqrt{\left(1 - \frac{1}{4k}\right)^2 - \frac{z_\beta^2}{2k} + \frac{\Delta^2}{2k}}}{\left(1 - \frac{1}{4k}\right)^2 - \frac{z_\beta^2}{2k}}, \quad (9)$$

z_p , z_β — квантили уровней P и β функции Лапласа (обычно $P = 0,01, 0,1, 0,5, 0,9, 0,99$, а $\beta = 0,95$).

Проведены сравнительные испытания на усталость гладких образцов при круговом изгибе (сталь 45, нормализация, $d = 12$ мм, $\bar{\sigma}_{-1} = 270$ МПа) и уровнях перенапряжений: $\alpha_1 = 350$ МПа ($N_1 = 0,11 \cdot 10^6$), $\alpha_2 = 290$ МПа ($N_2 = 4,12 \cdot 10^6$). Измерения микротвердости (прибор ПМТ-3, нагрузка на микроиндентор 1 Н) производились до и после завершения испытаний, в зонах вязкого и хрупкого излома (по 200 измерений на образец). Для оценки влияния уровня перенапряжений и степени усталостных повреждений результаты измерений сгруппированы в 8 совокупностях (индексы указывают уровень перенапряжений, а штрихи — измерения до испытаний):

1. O_1' , O_2' и O_1 , O_2 — общие совокупности до и после испытаний
2. B_1 , B_2 и X_1 , X_2 — отдельные выборки от O_1 и O_2 , соответствующие зонам вязкого и хрупкого излома.

За исключением совокупности O_1 (табл. 1), на уровне $\alpha = 0,01$ по критериям λ и ω^2 отвергается «нулевая» гипотеза о соответствии $H_{k\alpha}$ нормальному закону распределения. Но проверка по критерию χ^2 , широко применяемому в научных исследованиях, дает удовлетворительные результаты: для 6 совокупностей на уровне $\alpha = 0,05$, а для двух — на уровне $\alpha = 0,01$ удовлетворяется условие (3). Для наглядности в табл. 1 представлены также фактические уровни значимости $\alpha_{\text{ф}}$, рассчитанные

Таблица 1

№	Условия эксперимента	Совокупности	n	\bar{x}	s	Проверка по критериям						Доверительные интервалы				
						λ	ω^2	χ^2			J	a		b		
								$\chi^2_{0,05}$	σ_{Φ}	σ_1		нижн.	верх.			
1.	до испытания	O ₁	100	131,4	29,9	1,06	0,15	3,23	11,1	0,632	8	10	175,5	187,3	26,3	34
2.	$\sigma_1 = 350 \text{ МПа}$	B ₁	44	254,4	31,3	1,65	0,36	10,72	7,82	0,048	6	13	245,1	263,6	25,9	42,8
3.	$N_1 = 0,11 \cdot 10^6$	X ₁	55	167,1	30,5	1,65	0,43	11,98	7,82	0,027	6	11	159,1	175,1	25,7	40,1
4.		O ₁	100	205,5	53,3	1,55	0,34	14,26	14,1	0,054	10	16	159,1	215,9	47,7	60,4
5.	до испытания	O ₂	100	184,3	24,7	1,44	0,28	4,05	9,49	0,354	7	9	179,4	189,1	22,1	28
6.	$\sigma_2 = 290 \text{ МПа}$	B ₂	35	216,6	38,5	1,31	0,32	5,66	5,99	0,229	5	8	203,8	229,3	31,1	55,1
7.	$N_2 = 4,12 \cdot 10^6$	X ₂	64	188,7	17,2	1,65	0,35	6,84	5,99	0,013	5	14	184,5	192,4	14,7	19,3
8.		O ₂	89	190,5	17,3	1,82	0,47	4,05	7,82	0,183	6	17	186,9	194,1	15,5	19,7

Примечание. Критериальные значения: $\lambda_{0,01} = 1,04$ и $W_{0,01}^2 = 0,173$.

согласно (4): в большинстве случаев $\alpha_{\Phi} = 0,05-0,63$, что позволяет судить о приемлемости нормального закона распределения. Это подтверждается также графической проверкой (рис.) — результаты измерений удовлетворительно сгруппированы вокруг медианной линии функции распределения $H_{\text{кв}}$ и вписываются в пределы 90%-ого доверительного интервала.

Важное значение имеет также проверка статистических гипотез для оценки значимости влияния режима нагружения и степени усталостных повреждений на величину $H_{\text{кв}}$ в отдельных зонах усталостного излома. Для этого необходимо доказать, что вариационные ряды $H_{\text{кв}}$ являются выборками из разных генеральных совокупностей ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, $a_1 \neq a_2$) при неизвестных генеральных средних и с.к.о., для чего следует попарно отклонять гипотезу равенства их выборочных дисперсий s^2 и средних \bar{x} по критериям F — Фишера и t — Стьюдента [3]: $F < F_{1-\alpha}$, $t \leq t_{\alpha, k}$.

Проведены следующие группы парных проверок для оценки:

- I. $O_1 O_2$, $B_1 B_2$, $X_1 X_2$, $O_1 O_2$ — влияния уровня перенапряжений;
 - II. $O_1 B_1$, $O_1 X_1$, $O_1 O_1$ и $O_2 B_2$, $O_2 X_2$, $O_2 O_2$ — степени усталостных повреждений;
 - III. $B_1 X_1$, $B_2 X_2$ — влияния зон усталостных изломов;
 - IV. $O_1 B_1$, $O_1 X_1$ и $O_2 B_2$, $O_2 X_2$ — разделения зон усталостных изломов.
- Парная проверка исходных серий ($O_1 O_1$ — табл. 2) указывает на идентичность микроструктурного состояния образцов ($\sigma_1^2 \approx \sigma_2^2$, $a_1 \approx a_2$), что важно для проведения сопоставимых испытаний на усталость.

Уровень перенапряжений является основным фактором, оказывающим неслучайное и значимое влияние на величину $H_{\text{кв}}$ для отдельных зон и по всей поверхности излома ($\sigma_1^2 > \sigma_2^2$, $a_1 \neq a_2$) — при этом уровень значимости выше при сопоставлении зон вязкого и хрупкого излома ($B_1 B_2$ и $X_1 X_2$ — табл. 2). В зоне вязкого излома наблюдается равенство дисперсий ($\sigma_1^2 \approx \sigma_2^2$) вариационных рядов $H_{\text{кв}}$, что предопределяет параллельное расположение линий функции распределения $H_{\text{кв}}$, отмеченное ранее [6, 7].

Влияние степени усталостных повреждений значимо при высоких перенапряжениях ($O_1 O_1 - \sigma_1^2 > \sigma_2^2$, $a_1 \neq a_2$), а при раздельном со-

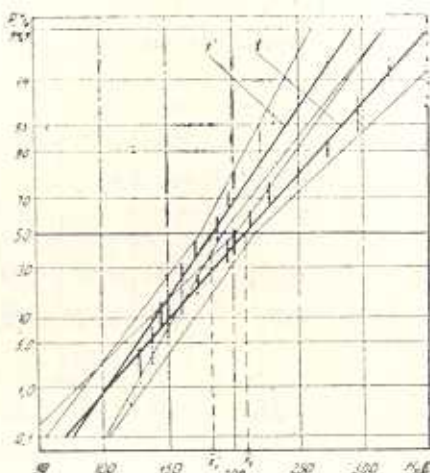


Рис. Средневероятные графики эмпирических функций распределения $H_{\text{кв}}$ и их 90 %-ые доверительные интервалы для общих совокупностей O_1 и O_2 . I — до испытаний; II — после окончательного разрушения ($\sigma_1 = 350 \text{ МПа}$, $N_1 = 0,11 \cdot 10^6$).

поставлении зон изломов (O_1B_1 и O_1X_1) — $\sigma_1^2 \approx \sigma_2^2$. При низких перенапряжениях из-за незначительного протекания упрочняющих процессов наблюдается примерное равенство статистических параметров: $\sigma_1^2 \approx \sigma_2^2$, $a_1 \approx a_2$ (O_2X_2 и O_2O_2), т. е. значения $H_{кв}$ несколько "теряют способность" оценки усталостных повреждений и возникает необходимость применения более тонких физических методов контроля.

Таблица 2

№	Гр.	Вид парн. проверки	F	$F_{1-\alpha}$	t	№	Гр.	Вид парн. проверки	F	$F_{1-\alpha}$	t
1.	I	O_1O_2	1,47	1,39	0,74	9.	II	O_2X_2	2,05	1,46	1,36
2.		B_1B_2	1,51	1,72	4,82	10.		O_2O_2	2,04	1,41	2,08
3.		X_1X_2	3,13	1,55	4,7	11.	III	B_1X_1	1,05	1,6	14,05
4.		O_1O_2	9,52	1,41	2,67	12.		B_1X_2	4,99	1,61	4,07
5.	II	O_1B_1	1,09	1,5	13,3	13.	IV	O_1B_1	2,9	1,56	6,87
6.		O_1X_1	1,04	1,47	2,52	14.		O_1X_1	3,05	1,5	5,73
7.		O_1O_1	3,16	1,39	3,86	15.		O_2B_2	4	1,56	4,07
8.		O_2B_2	2,43	1,54	4,65	16.		O_2X_2	1,01	1,48	0,62

Примечание. $\alpha=0,05$, а $t_{\alpha, k} \approx z_{1-\frac{\alpha}{2}} = 1,96$, т. к. $k = n_1 + n_2 - 2 > 30$.

Парная проверка совокупностей для зон вязкого и хрупкого излома указывает на необходимость их разделения от общих совокупностей ($\sigma_1^2 \approx \sigma_2^2$, $a_1 \neq a_2$). На значимость влияния принципа разделения указывают также парные проверки O_1B_1 , O_1X_1 и O_2B_2 и лишь при низких перенапряжениях это разделение теряет смысл по известным физическим причинам (O_2X_2 — $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, $a_1 = a_2$).

Установление расчетным путем нормальности распределения $H_{кв}$ и вариация статистических параметров совокупностей $H_{кв}$ от ряда факторов, влияющих на протекание процессов микродеформирования поверхностных слоев при периодическом нагружении, доказывает возможность применения метода микротвердости для количественной оценки продолжительности стадий усталостного разрушения деталей из конструкционных сталей.

ՀՈԳՆԱԾԱՅԻՆ ՓՈՐՉԱՐԿՈՒՄՆԵՐԻ ԺԱՄԱՆԱԿ ՄԻԿՐՈԿԱՐԾՐՈՒԹՅԱՆ ԲԱՇԽՄԱՆ ՄԱՍԻՆ

Ա մ փ ո փ ո լ մ

Հիմնավորված է մեքենամասերի պարբերական բեռնվածության ընթացքում շահված միկրոկարծրության ամրողջութունների նորմալ բաշխման օրենքին համապատասխանելիության ստուգման անհրաժեշտությունը՝ կիրառելով λ -Կոլմոգորով-Սմիրնովի, ω^2 -Միզենի և χ^2 -Պիրսոնի համաձայնության ցուցանիշները, որի համար «Յորտրան-IV» լեզվով կազմված է ծրագիր: Տույց է տրված, որ հուսալիության ելքի $\alpha=0,01$ և $0,05$ մակարդակներով կարելի է ընդունել միկրոկարծրությունների նորմալ բաշխմանը համապատասխանելու «գրոյական» հիպոթեզը:

Նշված ամրողջութունների միճակագրական հիպոթեզների ստուգումը հաստատում է, որ գերլարումների մակարդակն ու բեռնվածության ազդման հարատևությունը և ինչպես նաև հոգնածային քայքայման դոտիների առկայությունը միկրոկարծրության մեծությունների վրա ցուցաբերում են ոչ պատահական և նշանակալից ազդեցություն, որով և ապացուցվում է միկրոկարծրության մեթոդի կիրառման հնարավորությունը կոնսարուկցիոն պողպատներից պատրաստված մեքենամասերի հոգնածային քայքայման ընթացքի առանձին փուլերի տևողության բանական գնահատման համար:

ЛИТЕРАТУРА

1. Крамаренко О. Ю., Кудиковская О. В. Применение метода микротвердости при оценке усталостного повреждения // Заводская лаборатория.— 1972.— № 1.— С. 80—85.
2. Шагаев Ю. П., Стакян М. Г., Исаханян Н. С. Измерение микротвердости в процессе усталостного повреждения для оценки работоспособности изделий // Изв. АН АрмССР. Сер. ТН.— 1985.— Т. XXXVIII, № 4.— С. 18—24.
3. Степнов М. Н. Статистические методы обработки результатов механических испытаний— М.: Машиностроение, 1985.— 232 с.
4. Герасимович А. И. Математическая статистика.— Минск: Высшая школа, 1983.— 279 с.
5. Стакян М. Г., Оганесян Л. Г. Исследование параметров режима нагружения валов передаточных механизмов // Изв. АН АрмССР. Сер. ТН.— 1984.— Т. XXXVII, № 5.— С. 8—14.
6. Исаханян Н. С. Распределение микротвердости в зонах усталостного разрушения при двухосном напряженном состоянии // Теория и конструирование машин: Межвуз. тем. об. науч. тр. по маш.— Ереван, 1986.— С. 25—30.
7. Исследование распределения микротвердости усталостного излома с целью диагностики причин разрушения деталей / Н. В. Олейник, Ю. П. Шагаев, М. Г. Стакян и др. // Тез. докл. II Респ. конф. по повыш. надежн. и долговечн. маш. и сооруж., Днепропетровск, окт. 1985 г.— Киев: Наукова думка, 1985.— С. 130—131.