

РЕЗУЛЬТАТИ ДОСЛІДЖЕННЯ ТЕРМОЦИКЛІЧНОЇ ДОВГОВІЧНОСТІ ЖАРОМІЦНИХ МАТЕРІАЛІВ ГАЗОТУРБІННИХ ДВИГУНІВ

*Кулик М. С., *Кучер О. Г., *Ковешніков М. О., **Дубровський С. С., *Петрук Я. А.

*Національний авіаційний університет, м. Київ

**Криворізький коледж НАУ, м. Кривий Ріг

kucher@nau.edu.ua

Розглянуто ресурсні можливості жароміцних матеріалів газотурбінних двигунів (ГТД) і установок (ГТУ) в прискорених термоциклічних випробовуваннях. Показано можливість застосування розрахункових методів, заснованих як на моделі термоциклічної довговічності, так і на уточнювальній гіпотезі лінійного підсумовування пошкодженостей, де $a_N \neq 1$, а перебуває в межах $a_N = 0,1-0,35$.

Considered resource features high-temperature materials of gas turbine engines (GTE) and units (GTU) in accelerated test thermocyclic. The possibility of application of calculation methods based on a model thermocyclic durability and verified the hypothesis of a linear sum damage, where $a_N \neq 1$, and be in range $a_N = 0,1-0,35$.

Постановка проблеми. Створення двигунів великих ресурсів та забезпечення при цьому їх високої надійності і безпеки польоту лежить у площині проведення розрахунків за методами і моделями, в основу яких покладені експериментальні характеристики термоциклічної довговічності жароміцних матеріалів деталей «гарячої частини», що лімітують ресурс ГТД [1].

Проведені комплексні дослідження теплового, напруженого та деформованого станів матеріалів та деталей [1; 2; 3] у різних умовах термоциклічного навантаження дали змогу виявити механізми пошкоджуваності матеріалів і деталей ГТД. Це вказує на визначну роль домінуючих факторів термоциклічного впливу і термомеханічного навантаження на локалізацію пошкоджень і процес вичерпання довговічності матеріалів і деталей ГТД [3].

Основна проблема полягає в тому, щоб виявити оптимальні рівні термомеханічного навантаження, які забезпечать найбільшу довговічність матеріалів і деталей ГТД.

Аналіз досліджень і публікацій. Аналіз досліджень довговічності достатньо детально зроблений у попередній статті [1], постановка мети і завдання витікає з поставленого завдання, а тому варто перейти до методу обробки результатів досліджень, їх аналізу та практичних рекомендацій.

Метод статистичної обробки експериментальних даних. Мета статистичної обробки даних — встановлення закону розподілу термоциклічної довговічності зразків і оцінювання параметрів цього закону.

Грунтуючись на відомому уявленні про те, що розподіл циклічної довговічності матеріалів

1. Для заданого режиму випробувань будуємо ранжируваний ряд, розташовуючи логарифми кількості циклів до руйнування зразків у зростаючому порядку:

$$\lg N_1 < \lg N_2 < \dots < \lg N_m < \dots < \lg N_n, \quad (1)$$

де n — кількість випробуваних зразків на даному режимі.

2. Для послідовності (1) обчислюємо середнє арифметичне значення за такою формулою

$$\overline{\lg N} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \lg N_i. \quad (2)$$

Визначив (2), можна визначити і середньо-квадратичне відхилення логарифма довговічності зразків

$$S_{\lg N} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\lg N_i - \overline{\lg N})^2}. \quad (3)$$

3. На логарифмічно нормальному ймовірнісному папері будуємо пряму лінію, з урахуванням значень (2) і (3) відповідно до рівняння:

$$U_p + 5 = \frac{\lg N - \overline{\lg N}}{S_{\lg N}} + 5, \quad (4)$$

де U_p — квантиль нормального розподілу.

4. Для кожного члена ряду (1) проводимо оцінювання вірогідності руйнування зразків за формулою:

$$P_m = \frac{m}{n+1}. \quad (5)$$

5. Значення нагромаджених частот (5) наносимо на логарифмічно нормальну ймовірнісну сітку.

6. Якщо точки нагромаджених частот (5) лежать на прямій лінії (4) або трохи відхиляються від неї і у випадковому порядку, то гіпотеза про

логарифмічно нормальний розподіл довговічності зразків обирається. Інакше аналогічна перевірка проводиться для інших законів розподілу.

Як буде показано далі розподіл кількості циклів до руйнування зразків для всіх досліджу-

ваних режимів відповідає логарифмічно нормальному закону.

Логарифмічно нормальна щільність розподілу кількості циклів до руйнування зразків може бути виражена таким співвідношенням:

$$\varphi(N) = \frac{\lg e}{N \sqrt{2\pi D_{\lg N}}} \exp \left[-\frac{(\lg N - M_{\lg N})^2}{2D_{\lg N}} \right]. \quad (6)$$

Параметри цього розподілу медіана $M_{\lg N}$ і дисперсія $D_{\lg N}$ логарифма числа циклів N до руйнування залежать від інтенсивності термомеханічного навантаження σ_{TM} .

Зокрема, як це буде показано нижче, математичне сподівання логарифма числа циклів до руйнування зразків можна обрати лінійною функцією напружень σ :

$$M_{\lg N} = a_1 + a_2 \cdot \sigma. \quad (7)$$

Це відповідає показовому рівнянню кривої довговічності, широко вживаному при обробці результатів подібних випробувань.

Дисперсію логарифма числа циклів до руйнування $D_{\lg N}$ зазвичай для простоти беруть незалежною від рівня термоциклічних напружень σ . Проте результати даного дослідження (рис. 1, табл. 1) свідчать про монотонне зниження величини $D_{\lg N}$ при зменшенні напружень, що дає змогу для дисперсії використовувати апроксимацію вигляду:

$$D_{\lg N} = a_3 + a_4 \cdot \sigma \quad (8)$$

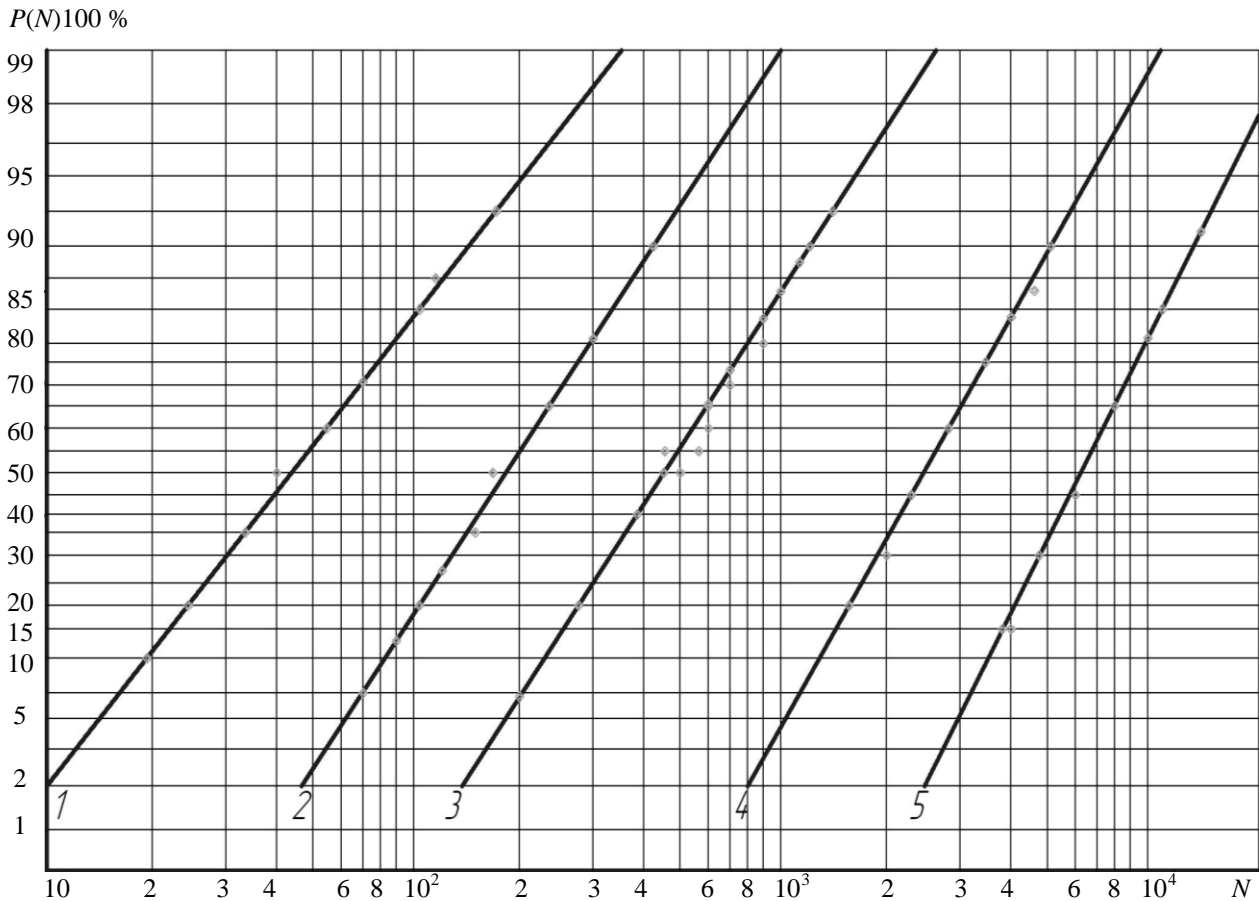


Рис. 1. Функція розподілу термоциклічної довговічності зразків зі сплаву ЖС6К, випробуваних на довготривалу міцність в умовах термоциклування за режимом $T_{\min} \leftrightarrow T_{\max} = 250 \leftrightarrow 900^\circ\text{C}$:
1 — $\sigma_{cr} = 580$ МПа; 2 — $\sigma_{cr} = 500$ МПа; 3 — $\sigma_{cr} = 450$ МПа; 4 — $\sigma_{cr} = 350$ МПа; 5 — $\sigma_{cr} = 310$ МПа

Таблиця 1

Результати статистичної обробки експериментальної термоциклічної довговічності для зразків зі сплаву ЖС6К, випробуваних на тривалу міцність в умовах термоциклування за режимом $T_{\min} \leftrightarrow T_{\max} = 250 \leftrightarrow 900^\circ\text{C}$

$\sigma_{\text{ст}} = 580 \text{ МПа}$				$\sigma_{\text{ст}} = 500 \text{ МПа}$				$\sigma_{\text{ст}} = 450 \text{ МПа}$				$\sigma_{\text{ст}} = 350 \text{ МПа}$				$\sigma_{\text{ст}} = 310 \text{ МПа}$			
№ з\п	N	$\lg N$	$P_m, \%$	№ з\п	N	$\lg N$	$P_m, \%$	№ з\п	N	$\lg N$	$P_m, \%$	№ з\п	N	$\lg N$	$P_m, \%$	№ з\п	N	$\lg N$	$P_m, \%$
1.	17	1,23	8,3	1.	74	1,869	7,7	1.	188	2,274	5,3	1.	1261	3,101	8,3	1.	3547	3,55	9,1
2.	25	1,398	16,7	2.	95	1,978	15,4	2.	213	2,328	10,5	2.	1544	3,189	16,7	2.	4875	3,688	18,2
3.	32	1,505	25	3.	117	2,068	23,1	3.	271	2,433	15,8	3.	2010	3,303	25	3.	5080	3,706	27,3
4.	40	1,602	33,4	4.	137	2,137	30,8	4.	316	2,499	21	4.	2496	3,397	33,4	4.	5890	3,77	36,4
5.	41	1,613	41,7	5.	173	2,233	38,5	5.	337	2,528	26,3	5.	2585	3,412	41,7	5.	7070	3,849	45,5
6.	52	1,716	50,1	6.	190	2,279	46,1	6.	400	2,602	31,6	6.	3004	3,478	50,1	6.	7663	3,884	54,5
7.	60	1,778	58,4	7.	200	2,301	53,8	7.	402	2,604	36,8	7.	3213	3,507	58,4	7.	8090	3,908	63,6
8.	71	1,851	66,8	8.	236	2,373	61,5	8.	520	2,716	42,1	8.	3830	3,583	66,8	8.	9258	3,966	72,7
9.	92	1,964	75,1	9.	297	2,473	69,2	9.	548	2,739	47,4	9.	4020	3,604	75,1	9.	11968	4,078	81,8
10.	131	2,117	83,5	10.	310	2,491	76,9	10.	560	2,748	52,6	10.	5321	3,726	83,5	10.	13771	4,139	90,9
11.	160	2,204	91,8	11.	420	2,623	84,6	11.	603	2,780	57,9	11.	6221	3,794	91,8				
				12.	518	2,714	92,3	12.	730	2,863	63,2								
								13.	830	2,919	68,4								
								14.	849	2,929	73,7								
								15.	982	2,992	78,9								
								16.	1026	3,011	84,2								
								17.	1222	3,087	89,5								
								18.	1485	3,172	94,7								
$\overline{\lg N} = 1,725$ $S_{\lg N} = 0,35$				$\overline{\lg N} = 2,295$ $S_{\lg N} = 0,303$				$\overline{\lg N} = 2,735$ $S_{\lg N} = 0,307$				$\overline{\lg N} = 3,463$ $S_{\lg N} = 0,256$				$\overline{\lg N} = 3,854$ $S_{\lg N} = 0,223$			

Об'єднуючи співвідношення (6)—(8), знаходимо умовну щільність вірогідності розподілу у вигляді:

$$\varphi\left(N/a, a_1, \dots, a_4\right) = \frac{\lg e}{N \sqrt{2\pi(a_3 + a_4 \cdot \sigma)}}; \quad (9)$$

$$\exp\left[-\frac{(\lg N - a_1 - a_2 \cdot \sigma)^2}{2(a_3 + a_4 \cdot \sigma)}\right].$$

Ефективним методом оцінювання параметрів a_1, \dots, a_4 розподілу (9) є метод максимальної правдоподібності [5; 6], згідно з яким оптимальні оцінки цих параметрів визначаються з умови мінімуму функції правдоподібності:

$$L = \prod_{i=1}^n \varphi_i(a_1, \dots, a_4) \Rightarrow \min, \quad (10)$$

де n — об'єм вибірки.

Ураховуючи той факт, що мінімуми функції L і її логарифма $\ln L$ відповідають одним і тим самим значенням аргументів, умову (10) можна навести у вигляді

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln[\varphi_i(a_1, \dots, a_4)] \Rightarrow \min. \quad (11)$$

Умова (11) еквівалентна рівності:

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial(\lg L)}{\partial a_j} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial}{\partial a_j} \left\{ \ln[\varphi_i(a_1, \dots, a_4)] \right\} = 0 \\ (j = 1, \dots, 4), \end{aligned} \right\} \quad (12)$$

яка є системою рівнянь для визначення невідомих параметрів a_j .

Логарифмуючи щільність розподілу (9), отримуємо:

$$\ln[\varphi(a_1, \dots, a_4)] = \ln \lg e - \frac{(\lg N - a_1 - a_2 \cdot \sigma)^2}{2(a_3 + a_4 \cdot \sigma)} - [\ln 2\pi + \ln(a_3 + a_4 \cdot \sigma)], \quad (13)$$

З урахуванням отриманої рівності система (12) матиме вигляд:

$$\left. \begin{aligned} \sum_{i=1}^n \frac{\lg N_i - a_1 - a_2 \cdot \sigma_i}{a_3 + a_4 \cdot \sigma_i} &= 0; \\ \sum_{i=1}^n \sigma_i \frac{\lg N_i - a_1 - a_2 \cdot \sigma_i}{a_3 + a_4 \cdot \sigma_i} &= 0; \\ \sum_{i=1}^n \frac{(\lg N_i - a_1 - a_2 \cdot \sigma_i)^2 - a_3 - a_4 \cdot \sigma_i}{(a_3 + a_4 \cdot \sigma_i)} &= 0; \\ \sum_{i=1}^n \sigma_i \frac{(\lg N_i - a_1 - a_2 \cdot \sigma_i)^2 - a_3 - a_4 \cdot \sigma_i}{(a_3 + a_4 \cdot \sigma_i)} &= 0; \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

Система рівнянь (14) нелінійна, у зв'язку з чим її необхідно розв'язати одним з наближених способів. При цьому, як перші наближення для параметрів a_1, a_2, a_3 можна взяти:

$$a_2 = \frac{n \sum_{i=1}^n \sigma_i \lg N_i - \sum_{i=1}^n \sigma_i \sum_{i=1}^n \lg N_i}{n \sum_{i=1}^n \sigma_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n \sigma_i \right)^2}; \quad (15)$$

$$a_1 = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \lg N_i - a_2 \sum_{i=1}^n \sigma_i \right); \quad (16)$$

$$a_3 = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n \lg^2 N_i - a_2 \sum_{i=1}^n \sigma_i \lg N_i - a_1 \sum_{i=1}^n \lg N_i \right). \quad (17)$$

Співвідношення (15)—(17) отримані з системи (14) при $a_4 = 0$, яка в цьому випадку перетворюється на систему трьох лінійних рівнянь, що забезпечує точне оцінювання максимальної правдоподібності для параметрів розподілу (6) за умови, що дисперсія величини постійна та не залежить від напруження ($D_{\lg N} = \text{const} = a_3$), а математичне очікування визначається функцією (7).

Результати експерименту та їх співставлення з розрахунковими даними. Початкові дані і результати статистичної обробки експериментальної термоциклічної довговічності за пп. 1, 2, 4, що попередньо наведені в табл. 1 для зразків зі сплаву ЖСБК, випробуваних на тривалу міцність в умовах термоцикування за режимом $T_{\min} \leftrightarrow T_{\max} = 250 \leftrightarrow 900$ °С.

За табл. 1 та за рівнянням (4) на рис. 1 побудовані функції розподілу термоциклічної довговічності зразків і нанесені точки нагромаджених частот (5). Як видно з рис. 1, точки нагромаджених частот розміщені поблизу прямих ліній, відповідних логарифмічно нормальній функції розподілу. Подані в працях [1; 2] графіки були використані для побудови кривих термоциклічної довговічності матеріалів у координатах «граничні напруження $\sigma_{\text{TM}}, \sigma_{\text{CT}}$, (або розмах граничних напружень $\Delta\sigma_{\text{TM}}$) — середні значення логарифма кількості циклів N до руйнування зразків».

Як приклад, на рис. 2 зображені криві для зразків зі сплаву ЖСБК, випробуваних за різних умов термомеханічного навантаження, реалізованих для режиму термоцикування $T_{\min} \leftrightarrow T_{\max} = 350 \leftrightarrow 1000$ °С.

Як випливає з кривих термоциклічної довговічності матеріалів, точки вибірових середніх значень логарифма числа циклів до руйнування зразків лежать поблизу прямих ліній у напівлогарифмічній системі координат. Це досить переконливо виправдовує вибір апроксимуючої функції (7).

Наведені в роботі результати випробувань зразків за обраною програмою (табл. 1 [1; 2]) використовувалися для розрахунку параметрів функції розподілу термоциклічної довговічності (9) шляхом розв'язання системи рівнянь (14). Розв'язання системи рівнянь отримане наближеним методом на ЕОМ.

Обчислені параметри розподілу (9) наведені в табл. 2, в якій також вказано кількість зразків, випробуваних на заданих режимах (номери режимів відповідають табл. 2, в якій вказано кількість зразків, випробуваних на заданих режимах (номери режимів відповідають табл. 1 [1; 2]).

За допомогою табл. 2 та співвідношеннями (7), (8) можна обчислити математичне сподівання і дисперсію логарифмів кількості циклів до руйнування зразків, а потім використовувати ці величини для квантильного оцінювання термоциклічної довговічності матеріалів.

Можливість такої оцінки істотно підвищує практичну значимість отриманих результатів, оскільки дає змогу враховувати вірогідність руйнування під час розрахунку довговічності деталей.

Наведені в табл. 2 коефіцієнти a_1, a_2, a_3 і a_4 для режимів 1, 2, 6, 7, 10, 11, 16, 17, 19, 20, 22, 23, 25, 26 є коефіцієнтами тільки статичних і термічних напружень $a_1\sigma_{ст}, a_2\sigma_{ст}, a_{1T}, a_T$ запропонованого раніше в роботі рівняння термоциклічної довговічності (13).

Указані коефіцієнти використані для розрахунку термоциклічної довговічності випробуваних матеріалів за співвідношеннями (13)—(19). Розрахунок довговічності виконано також для решти режимів та тих самих параметрів асиметричного термомеханічного навантаження σ_T і $\Delta\sigma_{TM}$, які було відтворено при випробуваннях. Результати розрахунків наведені в табл. 3, в якій номери режимів відповідають даним табл. 1 [1; 2].

За даними табл. 3, розбіжність між розрахунковими \bar{N}_p і експериментальними $\bar{N}_{експ}$ значеннями середньої термоциклічної довговічності зразків не перевищує 25 %, що знаходиться в межах розкиду результатів експерименту.

Таку відповідність розрахункових та експериментальних даних можна визнати позитивною, що рекомендує запропоноване рівняння (13) і коефіцієнти цього рівняння (табл. 2) для практичного використання при розрахунках довговічності матеріалів і деталей, що знаходяться в умовах асиметричного циклічного термомеханічного навантаження.

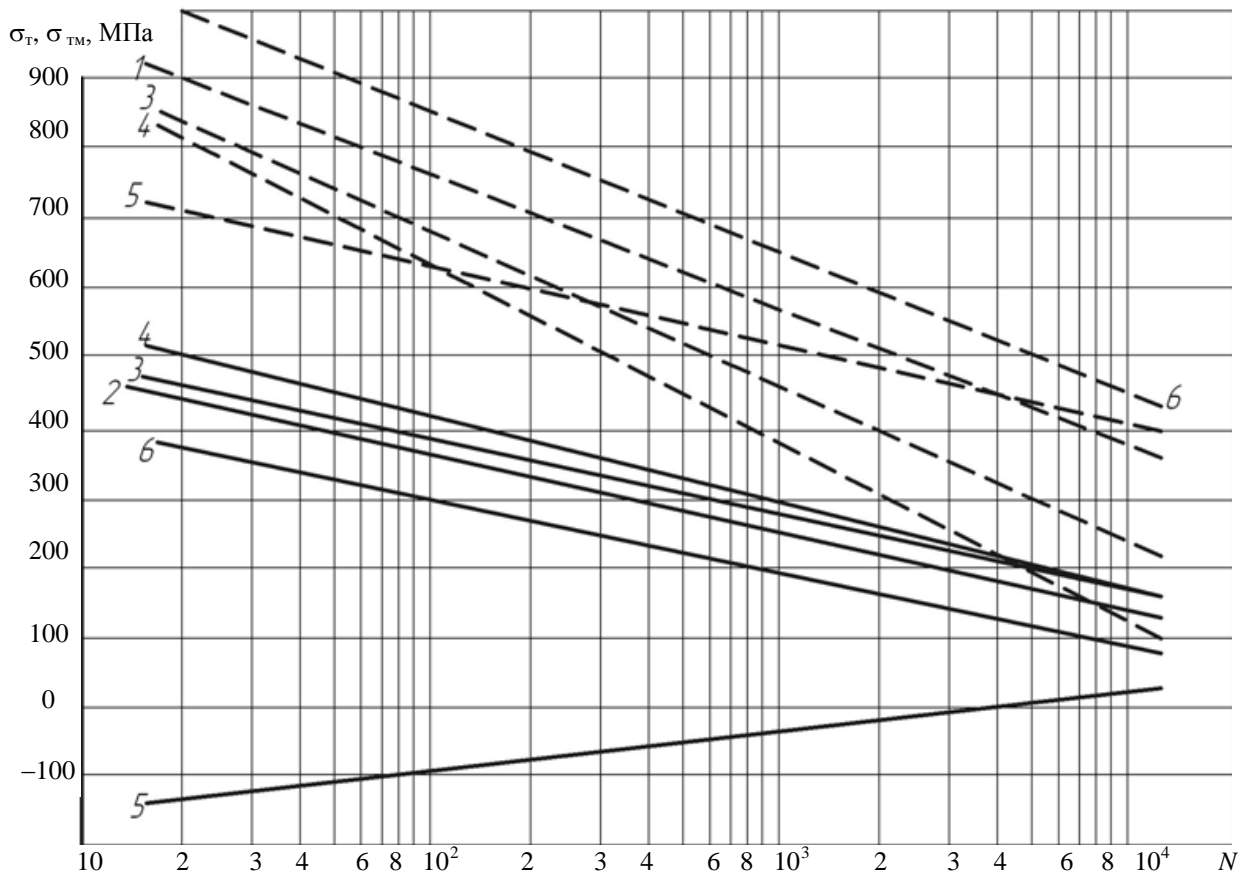


Рис. 2. Характеристики циклічної довговічності зразків з сплаву ЖС6К, випробуваних за режимом термоциклування $T_{\min} \leftrightarrow T_{\max} = 350 \leftrightarrow 1000$ °С:
 $-\sigma_T = f(N); \Delta\sigma_{TM} = f(N); 1 - \sigma_{ст} = \sigma_T = 0; \Delta\sigma_{TM} = \Delta\sigma_T; 2 - \Delta\sigma_{TM} = 0; \sigma_{ст} = \sigma_T;$
 $3 - \sigma_{ст} = 50$ МПа; $4 - \sigma_{ст} = 100$ МПа; $5 - \sigma_{ст} = 230$ МПа; $6 - \sigma_{ст} = -130$ МПа

Таблиця 2

Статистичні оцінки параметрів розподілення термоциклічної довговічності зразків

Номер режиму	Кількість зразків	a_1	a_2	a_3	a_4
1	21	8,06059	-0,00839945	0,011597	0,0000689
2	36	7,28220	-0,0064153	0,007699	0
3	15	6,53944	-0,0083038	0,025385	0,00000085
4	17	5,4927	-0,0076307	0,028698	0,00001403
5	17	4,29553	-0,0064885	0,034016	0,00002911
6	62	6,24305	-0,0078277	-0,023887	0,00019168
7	58	6,52317	-0,0056851	0,004257	0
8	15	6,40896	-0,0065169	0,000663	0,00005931
9	17	6,13322	-0,0066683	-0,05935	0,00021959
10	43	5,03457	-0,0082559	0,00519	0,00017839
11	58	5,85304	-0,0050111	0,009083	0
12	15	4,76957	-0,0037742	0,03090	0,00000437
13	15	4,49662	-0,0038763	0,069555	-0,00000723
14	17	7,55897	-0,0087095	0,106676	-0,0001244
15	15	6,12944	-0,0049032	0,277858	-0,00038
16	28	5,26417	-0,0080124	0,024884	0,00005214
17	17	5,76021	-0,0045648	0,006003	0
18	17	4,80768	-0,004802	0,063062	-0,00007874
19	28	4,86561	-0,0105707	0,034710	0,00008322
20	18	4,81458	-0,0040563	0,009504	0
21	16	3,78153	-0,0038650	0,039663	0,00004221
22	24	4,86144	-0,0086278	0,035193	0,00002619
23	15	5,20993	-0,0041488	0,015956	0
24	17	4,05533	-0,003783	0,024548	0,00003355
25	27	5,21174	-0,0148718	0,021481	0,0000761
26	21	4,47117	-0,0040383	0,009333	0
27	15	4,43352	-0,0069375	0,015201	0,00005916

Таблиця 3

**Співставлення розрахункових та експериментальних середньомовірнісних значень
термоциклічної довговічності зразків**

Номер режиму	$\Delta\sigma_{TM}$, МПа	$\Delta\sigma_T$, МПа	\overline{N}_p , цикли	$\overline{N}_{експ}$, цикли	Δ , %
3	420	460	1324	1132	+16,9
	350	425	4433	4259	+4,1
	280	390	13912	16454	-15,4
4	450	595	87	114	-23,7
	300	520	1569	1608	-2,4
	220	480	5417	6488	-16,5
5	320	630	171	170	+0,6
	250	595	571	462	+23,6
8	440	270	3474	3445	+0,8
	400	250	6396	6199	+3,2
	370	235	10018	9860	+1,6
9	450	325	1518	1333	+13,9
	400	300	3251	3028	+7,4
	350	275	6736	6190	+8,8
12	550	325	407	511	-20,3
	470	285	748	929	-19,5
	380	240	1720	2230	-22,9
13	580	390	144	178	-19,1
	480	340	387	425	-8,9
	410	305	647	816	-20,7
14	540	-40	826	735	+12,4
	500	-20	1703	1514	+12,5
	470	-5	2938	3015	-2,6
15	600	170	1187	1535	-22,7
	560	150	1033	2440	-20,8
	530	135	2831	3378	-16,2
18	380	290	1227	1278	-4
	320	260	2240	2354	-4,8
	240	220	4809	5413	-11,2
21	400	300	155	171	-9,4
	250	225	584	665	-12,2
	150	175	1568	1575	-0,4
24	420	310	273	296	-7,8
	300	250	893	815	+9,6
	200	200	2235	2012	+11,1
27	260	180	518	424	+22,2
	120	110	4418	4000	+10,5

Наведені у статті експериментальні дані співставлені також з результатами розрахунку термоциклічної довговічності матеріалів за гіпотезою лінійного підсумовування пошкоджуваностей. Як видно з розрахунків, цей метод при $a_N = 1$ у відомій формулі $N \cdot D_y = a_N = 1$ дає істотні відхилення розрахункової довговічності від експериментальної у бік завищення. Тому цей метод використано в роботі лише для кількісного оцінювання

коефіцієнта відносної довговічності a_N з метою розробки рекомендації щодо вибору його значень при практичних розрахунках, тобто $a_N \neq 1$.

На рис. 3 і 4 подано графіки обчислених залежностей коефіцієнта відносної довговічності a_N від граничних статичних напружень і кількості циклів до руйнування зразків (остання залежність побудована в напівлогарифмічних координатах).

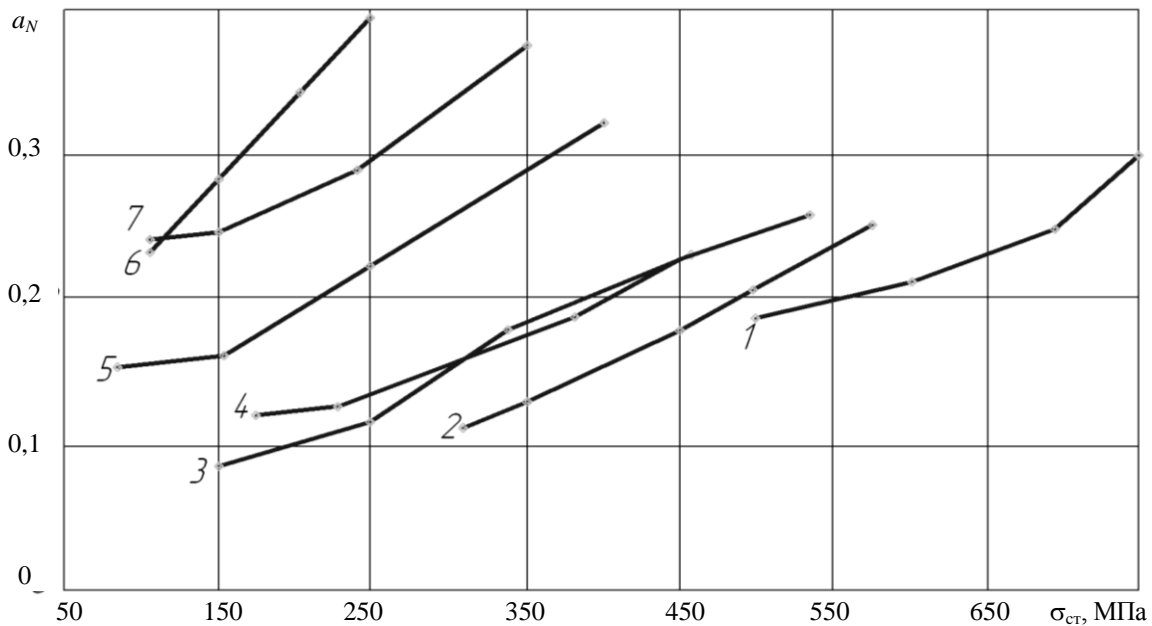


Рис. 3. Залежність коефіцієнта відносної довговічності від граничних статичних напружень:
1 — сплав ЖС6К, $T_{\min} \leftrightarrow T_{\max} = 150 \leftrightarrow 800$ °С; 2 — ЖС6К, $250 \leftrightarrow 900$ °С; 3 — ЖС6К, $350 \leftrightarrow 1000$ °С;
4 — ЖС6У, $350 \leftrightarrow 1000$ °С; 5 — ЕП99вд, $250 \leftrightarrow 900$ °С; 6 — Х18Н10Т, $100 \leftrightarrow 750$ °С; 7 — ЕІ437Б, $250 \leftrightarrow 900$ °С

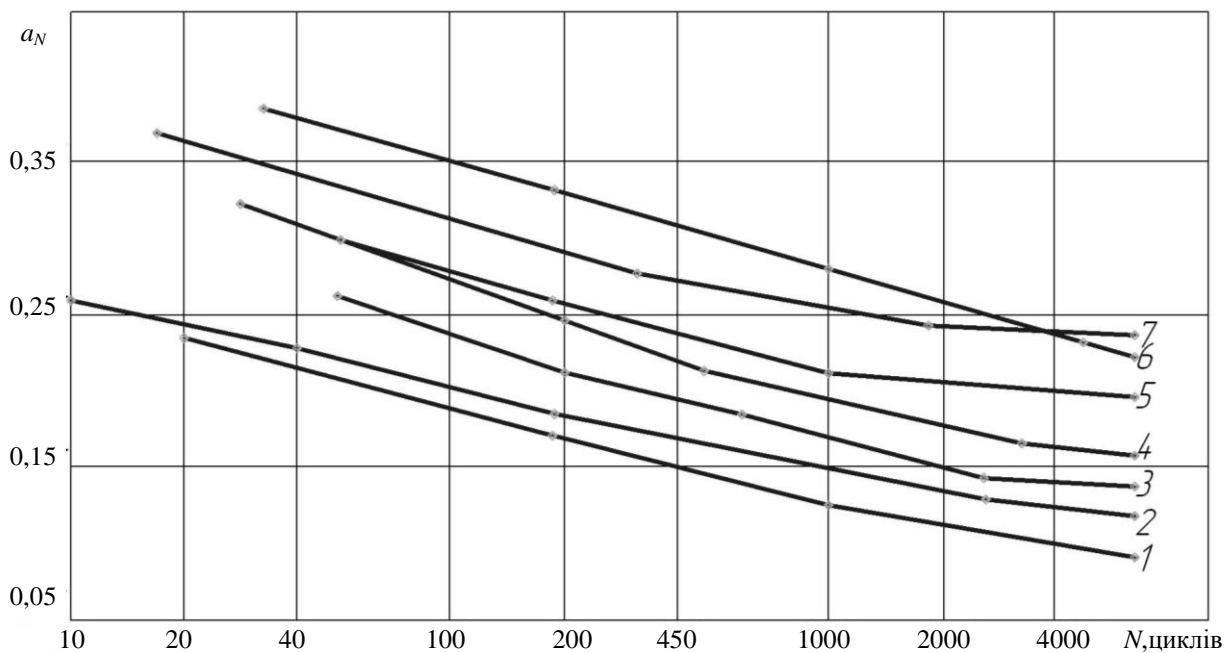


Рис. 4. Залежність коефіцієнта відносної довговічності від кількості циклів до руйнування зразка:
1 — сплав ЖС6К, $T_{\min} \leftrightarrow T_{\max} = 350 \leftrightarrow 1000$ °С; 2 — ЖС6У, $350 \leftrightarrow 1000$ °С; 3 — ЖС6К, $250 \leftrightarrow 900$ °С;
4 — ЕП99вд, $250 \leftrightarrow 900$ °С; 5 — ЖС6К, $150 \leftrightarrow 800$ °С; 6 — Х18Н10Т, $100 \leftrightarrow 750$ °С; 7 — ЕІ437Б, $250 \leftrightarrow 900$ °С

Як впливає з цих графіків, для всіх досліджених матеріалів і умов випробувань $a_N < 1$, що свідчить про фактичне більш інтенсивніше нагромадження пошкоджень у зразках порівняно з прогнозованим по формулі при $a_N = 1$. Значення коефіцієнта a_N знаходяться в межах $0,1 \div 0,4$, причому більші його значення відповідають більш пластичним матеріалам (рис. 4). Останній факт повністю узгоджується з даними роботи [6] і пояснюється меншою схильністю високопластичних матеріалів до окрихчування при циклічній деформації.

На рис. 4 видно, що зі збільшенням кількості циклів до руйнування зразків N коефіцієнт відносної довговічності безупинно зменшується. Це пов'язано з негативним впливом окрихчування матеріалів, що розвивається зі збільшенням N . Зменшення коефіцієнта a_N спостерігається також з підвищенням максимальної температури циклу (для сплаву ЖС6К), що викликане збільшенням амплітуд пластичної деформації зразків зі зростанням температури, супроводжуваної інтенсифікацією процесів окрихчування матеріалу.

Згідно з рис. 4, при великих кількостях циклів до руйнування зразків N (що становлять найбільш практичний інтерес) коефіцієнт відносної довговічності матеріалів і режимів термоцикування має такі значення: для сплавів ЖС6К і ЖС6У $a_N = 0,1 - 0,2$ причому менші величини a_N відповідають вищим температурам циклу; для сплаву ЕП99ВД $a_N = 0,15 - 0,2$; для сплаву ЕІ437Б і нержавіючій сталі ХІ8Н10Т $a_N = 0,2 - 0,25$. Наведені значення коефіцієнта a_N необхідно обирати при практичних розрахунках термоциклічної довговічності досліджених матеріалів за методом, запропонованим у цій статті.

Висновки

1. Отримана експериментальні дані довговічності жароміцних матеріалів в умовах термоцикування та сумісної дії статичних і термічних напружень можуть бути доброю основою для розробки методів розрахунку термоциклічної довговічності деталей ГТД із жароміцних матеріалів заснованих на апроксимації експериментальних діаграм граничних напружень при асиметричному термомеханічному навантаженні.

2. Одержані в цій роботі значення коефіцієнтів відносної довговічності a_N (в діапазоні $0,1 - 0,4$) можуть бути рекомендовані для уточнених розрахунків термоциклічної довговічності жароміцних матеріалів і деталей за допомогою відомих характеристик довготривалої міцності матеріалів і уточненої гіпотези лінійного підсумування пошкоджень матеріалів.

3. Експериментальні характеристики термоциклічної довговічності матеріалів ЖС6К, ЖС6У, ЕІ437Б, ЕП99ВД, ХІ8Н10Т, ЖС32, ЖС26, ЧС104 впроваджені в практику розрахунків на Запорізькому підприємстві «Івченко-Прогрес», а також можуть бути використані іншими проектними організаціями машинобудування при оцінюванні несучої спроможності і ресурсу виробів.

ЛІТЕРАТУРА

1. Кулик М. С. Вплив асиметрії циклу термомеханічного навантаження на довговічність жароміцних матеріалів при термоциклічних випробуваннях / М. С. Кулик, О. Г. Кучер, М. О. Ковешніков, С. С. Дубровський, Я. А. Петрук. // Наукоємні технології. — К. : НАУ-друк. — 2009. — № 3. — С. 6—18.
2. Кулик М. С. Локалізація критичних зон пошкодження жароміцних матеріалів та роторних деталей ГТД / М. С. Кулик, О. Г. Кучер, М. О. Ковешніков, С. С. Дубровський, Я. А. Петрук // Наукоємні технології. — К. : НАУ-друк. — 2009. — № 2. — С. 5—11.
3. Дубровський С. С. Локалізація критичних зон пошкодження роторних деталей газотурбінних двигунів / С. С. Дубровський // — Вісник Національного університету. — К., 2009. — № 3. — С. 50—53.
4. Биргер И. А. Техническая диагностика / И. А. Биргер // — М. : Машиностроение, 1978, — 240 с.
5. Адамович В. К. Сопоставление методов экстраполяции длительной прочности / В. К. Адамович, Я. Ф. Фридман, М. Б. Ревзюк, А. В. Станюкович // — К. : Пробл. прочности, 1975. — № 11. — С. 26—29.
6. Фридман Я. Ф. Экстраполяция длительной прочности методом максимума правдоподобия / Точность и надежность механических систем // — Рига, 1975. — С. 50—70.
7. Биргер И. А. Термопрочность деталей машин. Теория. Экспериментальные исследования / И. А. Биргер, Б. Ф. Шорр, И. В. Демьянушко и др. — М. : Машиностроение, 1975. — 455 с.

Стаття надійшла до редакції 18.12.09.