

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ УСТАЛОСТНЫХ ПОВРЕЖДЕНИЙ МАТЕРИАЛОВ КОНСТРУКЦИЙ ПРИ СТОХАСТИЧЕСКИХ РЕЖИМАХ ИХ НАГРУЖЕНИЯ

О.Ф. Трофимов

Приведены результаты испытаний некоторых распространенных материалов при случайных режимах изменения напряжений как при наличии концентраторов напряжений, так и без них. Исследовано влияние уровня энергии случайного процесса на долговечность объекта. Установлена корреляционная связь параметров уравнения исходной кривой усталости с параметрами уравнения функции долговечности того же материала при нагружении случайным процессом, что позволяет определять долговечность конструкций, существенно повышая точность прогнозирования по сравнению с скорректированной линейной гипотезой накопления повреждений.

Ключевые слова: кривая усталости, гипотеза накопления повреждений, долговечность конструкций.

Введение

Информация о накоплении усталостных повреждений в материалах конструкций необходима для расчета ожидаемой долговечности вновь разрабатываемых конструкций, а также для прогнозирования эксплуатационного ресурса конструкций по результатам стендовых испытаний узлов и деталей машин, работающих в условиях изменяющихся во времени напряжений. Особенно актуальна эта проблема для транспортных машин, таких как автомобили, самолеты, железнодорожный состав, гусеничные машины и т.д., так как надежность их работы связана с безопасностью эксплуатации.

В настоящее время используются различные гипотезы накопления повреждений, заключающиеся в сопоставлении амплитуд кривой усталости, полученной при постоянных амплитудах изменения напряжений, с амплитудами напряжений, возникающих в конструкции при ее эксплуатации.

В отечественном машиностроении наибольшее распространение получила скорректированная линейная гипотеза накопления усталостных повреждений [1, 2]. Однако использование этой методики осложняется рядом обстоятельств. Во-первых, понятие амплитуды для стохастических режимов изменения нагрузок в эксплуатационных условиях является неопределенным, поэтому существует несколько способов описания распределения «амплитуд» для одного и того же случайного процесса [3]. Это приводит к тому, что для одного и того же случайного процесса в зависимости от выбранного способа подсчета «амплитуд» в нем значения расчетной долговечности могут отличаться друг от друга в несколько раз. Во-вторых, корректирующий коэффициент для линейной гипотезы разработан на основе испытаний с амплитудой, изменяющейся по заданной программе, что не соответствует реальному чередованию амплитуд в случайном процессе.

Постановка задачи

С целью проверки влияния вышеуказанных обстоятельств на точность оценки долговечности были проведены испытания путем воздействия на объект реальным случайным процессом. Результаты испытаний сопоставляли с долговечностью, которая ожидалась бы при расчете по скорректированной линейной гипотезе. В случае существенных расхождений предполагался анализ по выявлению факторов,

позволяющих уточнить оценку ресурса при воздействии напряжениями, изменяющимися по случайному процессу.

Методика проведения эксперимента

С целью исключения влияния факторов, присутствующих конкретным деталям машин, испытания проводили на стандартных круглых образцах из металла диаметром 10 мм по ГОСТ 2860 – 45. В качестве материалов были выбраны широко используемые, в частности в автомобильной отрасли промышленности, стали 20, 40Х, 60С2А. Испытаниям подвергали партии образцов как без концентратора, так и при наличии концентратора. Количество образцов в партии каждого варианта составляло около 15 шт. В качестве концентратора использовали сквозное поперечное отверстие диаметром 1,5 мм. Перед испытаниями проверяли механические характеристики материалов на выборке из каждой партии образцов. Средние значения составляли для стали 20: 170–207 НВ, $\sigma_b = 600$ МПа, $\sigma_t = 360$ МПа; для стали 40Х: 241–285 НВ, $\sigma_b = 950$ МПа, $\sigma_t = 600$ МПа; для стали 60С2А: 350 НВ, $\sigma_b = 1200$ МПа, $\sigma_t = 690$ МПа.

Для каждой партии образцов были проведены усталостные испытания на изгиб при постоянных амплитудах симметричного цикла с целью получения исходных кривых усталости. Испытания проводили на нескольких уровнях амплитуды напряжений для получения предела выносливости и уравнения кривой усталости. Для образцов тех же типов проводили испытания при изменении напряжений по случайному процессу.

Испытания как при гармонических, так и при случайных режимах проводили в лаборатории прочности АМО ЗИЛ на испытательной машине РСQ фирмы «Шенк» (ФРГ), представляющей собой следящую сервогидравлическую систему, воспроизводящую без искажения электрический сигнал в виде силового воздействия в широком диапазоне частот. Испытания продолжались до разрушения образцов. Чтобы исключить стадию развития трещины, которая может внести неопределенность в результат, так как она не связана непосредственно с накоплением повреждений в металле и зависит от места зарождения трещины, уровня нагрузки и т.д., момент обнаружения трещины фиксиро-

вали. Для этого в процессе испытаний непрерывно фиксировалась на самописце жесткость испытуемого образца.

За начало появления усталостной трещины было принято снижение жесткости образца на 2–3 %, а последующий рост трещины просто фиксировали по записи самописца. В связи с этим под разрушением будем понимать число циклов до обнаружения усталостной трещины как при случайном режиме, так и при режиме с постоянной амплитудой.

Для испытаний был выбран узкополосный случайный процесс, формируемый генератором случайных процессов машины с помощью узкополосных фильтров. Частота процесса была выбрана равной 20 Гц, так как она находится в линейной области частотной характеристики машины и, следовательно, гарантирует отсутствие искажений при воспроизведении нагрузки. Узкополосный случайный процесс был выбран в связи с тем, что для него все методы схематизации случайного процесса дают один и тот же закон распределения амплитуд. Это позволяет при расчете накопленных повреждений исключить ошибки, связанные с выбором метода определения распределения амплитуд.

Основным фактором воздействия такого процесса служит его энергия, которая характеризуется дисперсией этого процесса [4]. Если мгновенные значения напряжений, изменяющихся по случайному процессу, обозначить как $x(t)$, то в интервале времени $(0, T)$ дисперсия определяется как

$$D_x = \frac{1}{T} \int_0^T [x(t) - m_x]^2 dt,$$

где $m_x = \frac{1}{T} \int_0^T x(t) dt$ – среднее значение процесса.

Так как при испытании использовался центрированный процесс, то $m_x = 0$. Тогда дисперсия такого процесса

$$D_x = \frac{1}{T} \int_0^T x^2(t) dt,$$

а «стандарт» процесса (среднее квадратичное отклонение) $S_x = \sqrt{D_x}$.

Задающий генератор спектра (Trakor) формировал для испытаний стационарный случайный процесс с нормальным распределением его мгновенных значений. Для такого процесса число превышений уровня напряжений x подчиняется закону

$$n_x = n_0 e^{-\frac{x^2}{2S_x^2}},$$

где n_x, n_0 – количество превышений уровня x и количество прохождений процессом нулевого уровня в единицу времени.

Если взять за единицу времени 1 с, то n_0 – это частота процесса нагружения ($n_0 = f_0 = 20$ Гц). Если рассматривать все время испытаний, то n_0 – это количество циклов нагружения до разрушения образца.

Для описываемого процесса плотность распределения амплитуд напряжений, необходимая для расчета накопленных повреждений, подчиняется закону Рэлея

$$f(x) = \frac{x}{S_x^2} e^{-\frac{x^2}{2S_x^2}}$$

и может быть определена по известному стандарту процесса нагружения S_x . В связи с этим испытания при случайном процессе нагружения для каждой партии образцов проводили при нескольких значениях стандарта S_x , чтобы установить влияние энергии процесса на долговечность объекта.

Результаты эксперимента

Результаты испытаний при гармонических режимах использовали для получения уравнений кривых усталости в традиционной форме

$$\sigma_a^m N = C,$$

где σ_a – амплитуда напряжений; N – количество циклов до разрушения при данном напряжении; m – характеристика наклона кривой усталости; C – постоянная.

Это уравнение удобно для регрессионного анализа, так как в логарифмах оно становится линейным: $m \lg \sigma_a + \lg N = \lg C$.

При статистическом регрессионном анализе результатов гармонических испытаний получены следующие уравнения кривых усталости:

$\lg N = 38,825 - 13,81 \cdot \lg \sigma_a$; $\sigma_{-1} = 200$ МПа – для стали 20 (без концентратора);

$\lg N = 22,02 - 7,9875 \cdot \lg \sigma_a$; $\sigma_{-1} = 75$ МПа – для стали 20 (с концентратором);

$\lg N = 34,13 - 11,32 \cdot \lg \sigma_a$; $\sigma_{-1} = 250$ МПа – для стали 40Х (без концентратора);

$\lg N = 25,18 - 8,927 \cdot \lg \sigma_a$; $\sigma_{-1} = 115$ МПа – для стали 40Х (с концентратором);

$\lg N = 56,04 - 18,983 \cdot \lg \sigma_a$; $\sigma_{-1} = 350$ МПа –

для стали 60С2А (без концентратора);

$\lg N = 18,85 - 6,4 \cdot \lg \sigma_a$; $\sigma_{-1} = 70$ МПа – для стали 60С2А (с концентратором),

где σ_{-1} – предел выносливости материала.

Аналогично были статистически обработаны результаты испытаний при случайном процессе изменения напряжений. Зависимость долговечности N_D , выраженная в количестве циклов до разрушения, от уровня стандарта процесса нагружения S_x показала хорошее соответствие уравнению $S_x^q N_D = C'$.

При статистическом регрессионном анализе результатов испытаний в случае случайных процессов изменения напряжений получены следующие уравнения функций долговечности для испытанных объектов:

$\lg N_D = 16,97 - 5,172 \cdot \lg S_x$; $S_w = 45$ МПа – для стали 20 (без концентратора);

$\lg N_D = 15,57 - 5,368 \cdot \lg S_x$; $S_w = 16,9$ МПа – для стали 20 (с концентратором);

$\lg N_D = 17,44 - 5,17 \cdot \lg S_x$; $S_w = 56,4$ МПа – для стали 40Х (без концентратора);

$\lg N_D = 16,35 - 5,611 \cdot \lg S_x$; $S_w = 25,95$ МПа – для стали 40Х (с концентратором);

$\lg N_D = 23,99 - 7,92 \cdot \lg S_x$; $S_w = 79$ МПа – для стали 60С2А (без концентратора);

$\lg N_D = 15,75 - 5,431 \cdot \lg S_x$; $S_w = 15,8$ МПа – для стали 60С2А (с концентратором),

где S_w – стандарт процесса, все амплитуды которого не превышают предела выносливости объекта.

Функции долговечности, соответствующие этим уравнениям, и их 95 %-ные доверительные границы, учитывающие рассеивание результатов испытаний, приведены на рисунке.

Анализ результатов испытаний

Для каждого режима испытаний (S_x) производили расчет ожидаемых значений долговечности с использованием скорректированной гипотезы накопления повреждений. Эти расчетные значения сопоставляли с фактическими, полученными при испытаниях. В соответствии с линейной гипотезой накопленные повреждения определяются по формуле

$$a = \sum_{x_{\min}}^{x_{\max}} \frac{n_i}{N_i}, \quad (1)$$

где a – сумма накопленных повреждений; n_i – количество циклов, которое объект про-

работал при напряжениях с амплитудой x_i ; N_i – количество циклов до разрушения по кривой усталости при амплитуде x_i .

Для распределения амплитуд в случайном процессе выражение (1) принимает вид:

$$a = \int_{x_{\min}}^{x_{\max}} \frac{N_{\Sigma} f(x)}{N(x)} dx,$$

где N_{Σ} – суммарное количество циклов до разрушения объекта; $f(x)$ – плотность вероятности распределения амплитуд в процессе; $N(x)$ – уравнение кривой усталости объекта; $x_{\min}$, $x_{\max}$ – нижняя и верхняя границы напряжений, участвующих в накоплении усталостных повреждений.

Корректирующий коэффициент a_p в соответствии с скорректированной гипотезой определяется по формуле

$$a_p = \frac{\frac{x_{\max}}{x_w} \xi - c}{\frac{x_{\max}}{x_w} - c},$$

где x_w – предел выносливости материала по кривой усталости; c – относительный уровень повреждающих напряжений (по скорректированной гипотезе напряжения, которые ниже 0,5–0,7 предела выносливости, не оказывают повреждающего действия, поэтому в расчетах была принята нижняя граница повреждаемости 0,5 x_w , т.е. $c=0,5$); ξ – нормирующий показатель, учитывающий диапазон и количество действующих амплитуд напряжений:

$$\xi = \frac{1}{x_{\max} N'_{\Sigma}} \sum_{cx_w}^{x_{\max}} x_i n_i; \quad (2)$$

N'_{Σ} – суммарное количество циклов с амплитудами напряжений $x_i > cx_w$.

В соответствии с скорректированной гипотезой в случае если рассчитанное значение коэффициента $a_p < 0,2$, при расчете долговечности рекомендуется принимать $a_p = 0,2$.

Для распределения амплитуд в случайном процессе выражение (2) принимает вид

$$\xi = \frac{1}{x_{\max}} \int_{cx_w}^{x_{\max}} \frac{1}{A} x f(x) dx,$$

где A – нормирующий член, учитывающий, что распределение амплитуд усечено уровнем cx_w :

$$A = \int_{cx_w}^{\infty} f(x) dx. \quad (3)$$

Подставив в выражение (3) приведенную плотность распределения амплитуд и решив

интеграл, получим выражение для определения коэффициента a_p :

$$a_p = \frac{\sqrt{2} \frac{\gamma(P_f^2/2; 1,5) - \gamma(c^2 x_0^2/2; 1,5)}{\gamma(P_f^2/2; 1) - \gamma(c^2 x_0^2/2; 1)} - cx_0}{P_f - cx_0},$$

где $\gamma(x; M) = \int_0^x t^{M-1} e^{-t} dt$ – неполная гамма-функция [5] (имеются таблицы значений); $x_0 = \frac{x_w}{S_x}$ – отношение предела выносливости к стандарту случайного процесса изменения напряжений; $P_f = \frac{x_{\max}}{S_x}$ – отношение максимального уровня напряжений в случайном процессе к его стандарту (пиковый фактор).

Для исключения случаев появления неконтролируемых выбросов в случайном процессе нагружения его максимальные значения в процессе испытаний ограничивали амплитудами, возможность появления которых определяется вероятностью $P=10^{-5}$. Для использованного распределения амплитуд соответствующий пиковый фактор составлял $P_f = 4,43$.

Аналогичным образом получаем формулу для расчета долговечности по скорректированной линейной гипотезе при случайном процессе нагружения, в котором распределение амплитуд подчиняется закону Рэлея:

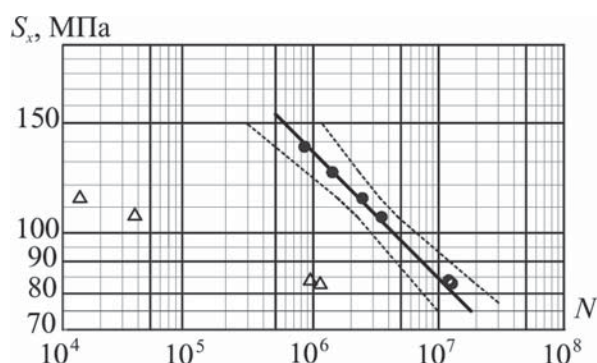
$$N_{\Sigma} = a_p N_0 x_0^m \frac{1/2^{m/2}}{\gamma(P_f^2/2; m/2 + 1) - \gamma(x_0^2/2; m/2 + 1)}$$

где N_0 – долговечность по кривой усталости для уровня напряжений, равных пределу усталости x_w .

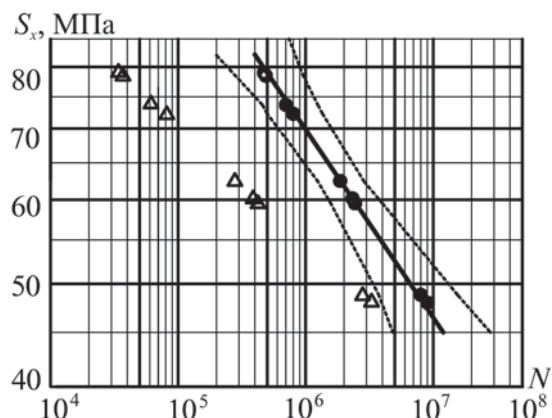
На рисунке значения долговечности приведены для каждого уровня стандарта процесса S_x , на котором проводили испытания. Заметим, что на рисунке представлены зависимости в логарифмических координатах, однако по осям указаны абсолютные значения S_x и N , как это принято в специальной литературе.

Как видно из приведенных результатов, практически во всех случаях долговечность, рассчитанная по скорректированной линейной гипотезе, не укладывается в доверительные границы фактической долговечности объекта. При этом наблюдается расхождение в оценке долговечности более чем на порядок.

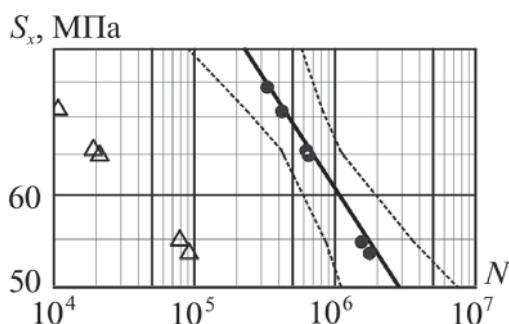
Последнее можно объяснить тем, что по мере повреждения материала изменяются параметры исходной кривой усталости (так назы-



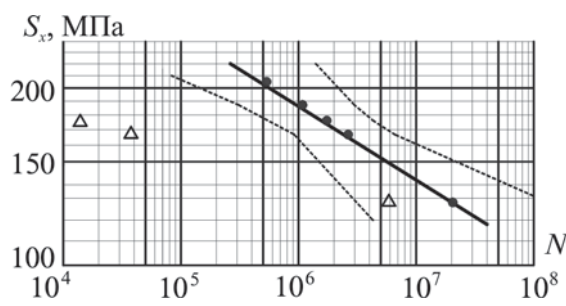
а



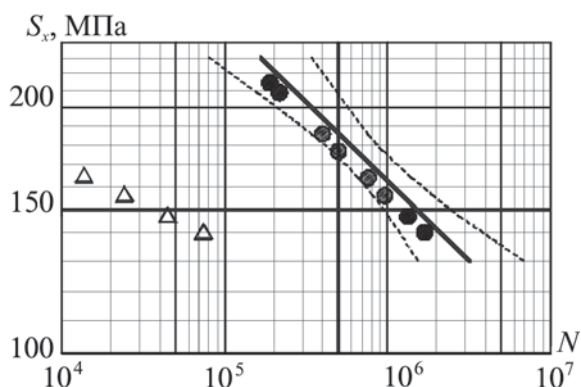
z



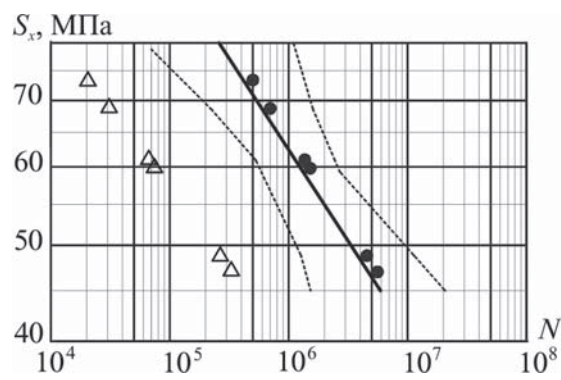
б



д



в



е

Долговечность, рассчитанная по формуле преобразования параметров (●) и по скорректированной линейной гипотезе накопления повреждений (△):

а, б – сталь 20 без концентратора и с концентратором напряжений ($K_T=2,76$);

в, z – сталь 40X без концентратора и с концентратором ($K_T=2,76$);

д, е – сталь 60C2A без концентратора и с концентратором ($K_T=2,76$);

(—) – регрессионное уравнение долговечности по результатам испытаний; (-----) – 95%-ные доверительные границы рассеяния результатов испытаний

ваемые линии повреждения) [6]. При этом изменение параметров определяется характером предшествующего процесса нагружения. Изменение параметров кривой усталости – явление известное, в частности в зависимости от коэффициента концентрации [3]. В этом отношении

использование в расчете накопления повреждений параметров кривой усталости в неизменном виде представляется не корректным. Это обстоятельство позволяет поставить вопрос об оценке накопленных повреждений при случайном процессе нагружения следующим образом.

Оценка ожидаемой долговечности на основе трансформации параметров кривой усталости

Поскольку уравнения кривой выносливости и функции долговечности идентичны и отличаются только параметрами, то можно рассматривать параметры функции долговечности как трансформирование параметров кривой усталости в результате случайного характера нагружения.

Запишем уравнение кривой усталости в виде

$$N = N_0 \left(\frac{x_w}{x} \right)^m,$$

где x_w – предел выносливости; x – амплитуда переменных напряжений; N_0 – долговечность на уровне x_w (точка «перелома» кривой усталости).

Аналогично запишем уравнение функции долговечности в виде

$$N_D = N_S \left(\frac{S_w}{S_x} \right)^q,$$

где N_D – долговечность, выраженная в количестве циклов до разрушения объекта; N_S – долговечность при нагружении процессом с уровнем предела повреждаемости S_w ; S_w – уровень предела повреждаемости (стандарт процесса, в котором максимальные амплитуды не превышают

предела выносливости: $S_w = \frac{x_w}{P_f}$); q – показатель, характеризующий наклон функции.

Проведенный анализ корреляции параметров исходной кривой усталости объекта с параметрами уравнения его функции долговечности при нагружении случайным процессом показал, что такая корреляция существует и зависит от соотношения предела текучести и предела выносливости объекта. Так, при $\frac{\sigma_T}{\sigma_{-1}} < 3,4$:

$$\frac{q}{m} = 0,15 + 0,13 \frac{\sigma_T}{\sigma_{-1}}; \lg N_S = 7,4 + 0,0803 m;$$

при $\frac{\sigma_T}{\sigma_{-1}} \geq 3,4$:

$$\frac{q}{m} = 0,45 - 0,04 \frac{\sigma_T}{\sigma_{-1}}; \lg N_S = 11,3 - 0,312 m.$$

Полученные соотношения позволяют, зная параметры кривой усталости объекта при нагружении гармоническим процессом, получить уравнение его функции долговечности при нагружении случайным процессом, минуя расчет накопления повреждений.

Используя эти соотношения и исходные параметры кривых усталости, была рассчитана ожидаемая долговечность для всех уровней стандартов S_x случайных процессов, на которых проводили испытания образцов. Как видно из рисунка, все рассчитанные значения долговечности по этому методу укладываются в доверительные границы фактической долговечности с вероятностью 95 %.

Рассмотренная методика оценки долговечности, повышающая точность прогнозирования, может быть распространена и на широкополосные случайные процессы со сложной спектральной плотностью процесса нагружения. Ранее проведенные исследования [7] показали, что при сравнительных испытаниях узкополосным случайным процессом и широкополосным, проведенных для разных материалов на больших партиях образцов (от 36 до 86 на каждый вариант), изменения показателя наклона функции долговечности q не происходит (статистически не значимо). Следовательно, происходит только смещение функции долговечности по числу циклов, которое может быть определено, если известна долговечность N_D при узкополосном процессе нагружения и таком же значении его стандарта:

$$N_D^* = \frac{N_D}{(1 - \varepsilon^2)^{1/2}},$$

где N_D^* – долговечность при нагружении широкополосным процессом со стандартом S_x ; ε – показатель широкополосности случайного процесса нагружения, отражающий превышение в широкополосном процессе количеством экстремумов количества прохождений процессом нулевого уровня в единицу времени n_0 .

Показатель ε определяется следующим образом:

$$\varepsilon = \sqrt{1 - m_2^2 / (m_0 m_4)},$$

где $m_k = \int_0^\infty f^k G_x(f) df$ – момент спектра k -го порядка, спектральная плотность которого $G_x(f)$.

Заключение

Возможность использования предложенного подхода к оценке долговечности при случайных процессах, имеющих распределение мгновенных значений, отличных от нормального распределения Гаусса, будет проверена в дальнейшем по результатам имеющихся испытаний, вероятнее всего для очень распространенно-

го при использовании транспортных машин случая, когда случайный процесс формируется в результате изменения условий движения, приводящих к вариации уровня его дисперсии, а следовательно, и к другому типу распределения мгновенных значений [8, 9]. Влияние таких распределений на параметры функции долговечности может быть установлено.

Список литературы

1. Руководство по расчету на усталость деталей машин. – М.: ВНИИНМАШ, 1972. – 92 с.
2. Методические указания. Методы расчета деталей машин на выносливость в вероятностном аспекте. – М.: Изд-во стандартов, 1980. – 32 с.
3. Гольд Б.В., Оболенский Е.П., Стефанович Ю.Г., Трофимов О.Ф. Прочность и долговечность автомобиля. – М.: Машиностроение, 1974. – 326 с.
4. Божко А.Е. Воспроизведение случайных вибраций. – Киев: Институт проблем машиностроения АН УССР, 1984. – 212 с.
5. РТМ.37.105.02.1044–76. Оценка усталостной прочности и долговечности автомобильных деталей. – М.: ЗиЛ, 1976. – 240 с.
6. Серенсен С.В. и др. Прочность при нестационарных режимах нагрузки. – Киев: АН УССР, 1961. – 294 с.
7. Трофимов О.Ф. Влияние широкополосности процессов нагружения на усталостную долговечность автомобильных конструкций // Конструирование, исследование, технология и экономика производства автомобилей. 1978. Вып. 8. С. 126–145.
8. Трофимов О.Ф. и др. Корректировка оценки долговечности конструкций транспортных машин при использовании методов теории случайных функций // Вестник машиностроения. 1971. № 10. С. 15–19.
9. Трофимов О.Ф., Красиков В.С. Оценка формирования процессов эксплуатационного нагружения применительно к вопросам усталостного повреждения элементов автомобильных конструкций // Конструирование, исследование, технология и экономика производства автомобиля. 1980. Вып. 9. С. 141–154.

Материал поступил в редакцию 20.04.2012

ТРОФИМОВ Олег Федорович

E-mail: oleg31934@hotmail.ru
Тел.: (495) 675-77-36

Кандидат технических наук, профессор кафедры естественных и технических наук ФГБОУ ВПО «МГИУ». Сфера научных интересов – усталость металлов, прогнозирование усталостной долговечности деталей транспортных машин. Автор 54 научных работ.