УДК 621.431

АНАЛИТИЧЕСКОЕ ОПРЕДЕЛЕНИЕ МИНИМАЛЬНО ДОПУСТИМОГО КОЭФФИЦИЕНТА ЗАПАСА ПРОЧНОСТИ ПРИ РАСЧЕТЕ ДЕТАЛЕЙ ДВС НА ВЫНОСЛИВОСТЬ

В.К. Румб, к.т.н., проф.
Санкт-Петербургский государственный морской технический университет

Неотъемлемой частью расчета на выносливость является оценка минимально допустимого коэффициента запаса прочности. Традиционная оценка этого коэффициента на основе данных по отказам деталей несет в себе большую долю субъективизма. Предлагается расчетная методика определения данного коэффициента, учитывающая рассеяние характеристик прочности детали и действующих в ней напряжений при заданной вероятности отсутствия усталостного разрушения.

Инженерные методы расчета прочности при переменном так называемом циклическом нагружении традиционно базируются на силовых критериях. Согласно им расчет сводится к вычислению коэффициентов запаса прочности и сопоставлению их с допустимым значением. Иначе говоря, работоспособность детали определяется не столько величиной коэффициента запаса прочности, а тем, насколько он превышает допустимое значение.

Стремление к увеличению фактического запаса прочности сверх разумной величины ведет к завышению габарита и массы детали, что в отдельных случаях становится экономически неоправданным или вообще недопустимым. Следовательно, правильное задание запаса прочности — неотъемлемая часть расчета на выносливость, которое в немалой степени зависит от точности определения минимально допустимого коэффициента запаса прочности $n_{\min}$.

По существующей до сих пор традиции величину $n_{\min}$ назначают практически директивно, исходя из сопоставления результатов расчета с информацией об отказах деталей во время их эксплуатации. В большинстве случаев принимают $n_{\min} = 1{,}5–2{,}5$. Однако при высоком уровне технологии изготовления, использования современных средств дефектоскопии, полном учете конструктивных особенностей детали и действующей нагрузки величину $n_{\min}$ снижают до 1,3–1,5 [4]. Напротив, для ответственных деталей, разрушение которых может вызывать аварийные ситуации с тяжелыми последствиями, значение $n_{\min}$ повышают. В известной мере, здесь проявляется субъективность в задании допустимого коэффициента запаса прочности.

Более правильным путем определения допустимого коэффициента запаса прочности служит расчетный метод, который учитывает случайный характер изменения рабочих напряжений, рассеяние характеристик прочности материала и вероятность того, что деталь выдержит базовое число циклов нагружения $N_Б$ без разрушения. В этих условиях следует говорить о дискретных вариационных рядах прочности материала (σ_{-1}, σ_T) и рабочих напряжениях (σ). Численными параметрами таких рядов служат [1]:

➢ математическое ожидание (среднее арифметическое)

$$\mu_{\sigma_{-1}} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(\sigma_{-1})_i\,, \qquad \mu_\sigma = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\sigma_i\,;$$

➢ среднее квадратическое отклонение

$$S_{\sigma_{-1}} = \sqrt{\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}\left[\mu_{\sigma_{-1}} - (\sigma_{-1})_i\right]^2}, \quad S_\sigma = \sqrt{\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}\left[\mu_\sigma - \sigma_i\right]^2};$$

➢ коэффициент вариации

$$\vartheta_{\sigma_{-1}} = \frac{S_{\sigma_{-1}}}{\mu_{\sigma_{-1}}}, \quad \vartheta_\sigma = \frac{S_\sigma}{\mu_\sigma},$$

где N — объем выборки вариационного ряда.

Данных по характеристикам рассеяния прочности деталей сравнительно мало. Имеются лишь отдельные результаты лабораторных испытаний. В первом приближении предел выносливости детали можно принимать $\vartheta^n_{\sigma_{-1}} = 0{,}07–0{,}15$ [6].

Величина $\vartheta^n_{\sigma_{-1}}$ характеризует не только степень отклонения предела выносливости детали от среднего значения, но служит показателем качества технологии изготовления деталей и их контроля. При $\vartheta^n_{\sigma_{-1}} > 0{,}15$ уровень технологии следует признать недостаточным для современного машиностроения.

Еще хуже обстоит дело с вариациями номинальных напряжений. Несмотря на важность им до настоящего времени уделено совсем мало работ. Объясняется это тем, что коэффициент ϑ_σ отражает индивидуальные особенности нагружения машин, а поэтому его величина во многом определяется отраслью, где используется машина. В частности, для транспортных машин $\vartheta_\sigma = 0{,}1-1{,}15$ [6].

В условиях, когда рабочие напряжения и прочностные характеристики детали представляют собой случайные величины, фактический запас прочности является также случайной величиной. В этом случае минимально допустимый коэффициент запаса прочности приобретает вероятностный смысл и его определение должно базироваться на вероятностном подходе. Суть такого подхода основывается на статистических законах распределения прочности и напряжений. Если оба распределения известны и они независимы друг от друга, то вычисление вероятности отсутствия разрушения, вызванного усталостью материала, не представляет больших затруднений. На рис. 1 показаны функции плотности распределения напряжений *1* и предела выносливости *2*, заштрихованное перекрытие функций — область возможного усталостного разрушения. Тогда вероятность работы детали без разрушения будет

$$P(Y > 0) = \int_{-\infty}^{\infty} f(Y)\,\mathrm{d}Y, \qquad (1)$$

где $Y = \sigma_{-1} - \sigma$ — случайная величина, плотность распределения которой $f(Y)$.

В практических расчетах вид функции $f(Y)$ определяется законами распределений предела выносливости $f(\sigma_{-1})$ и рабочих напряжений $f(\sigma)$. Если они имеют нормальное распределение, то согласно теории вероятности Y также распределена нормально с математическим ожиданием μ и средним квадратическим отклонением S:

$$\mu = \mu_{\sigma_{-1}} - \mu_\sigma; \quad S = \sqrt{S^2_{\sigma_{-1}} + S^2_\sigma}.$$

Плотность распределения нормального распределения

$$f(Y) = \frac{1}{S\sqrt{2\pi}} \exp\left[-0{,}5\left(\frac{Y-\mu}{S}\right)^2\right].$$

Трудоемкой операции интегрирования (1) можно избежать, если воспользоваться понятием

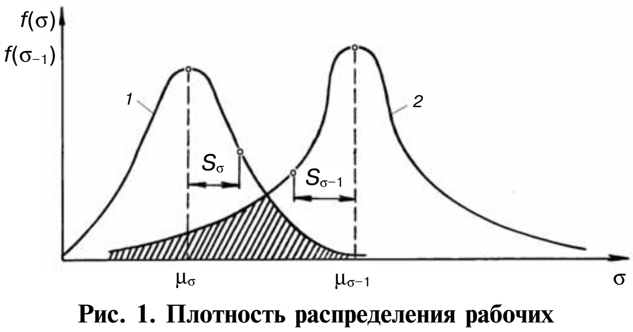

Рис. 1. Плотность распределения рабочих напряжений и предела выносливости

квантиля нормированного нормального распределения. В данном случае его величина

$$U_p = \frac{Y-\mu}{S}.$$

В предельном случае при $Y = 0$

$${}_p = -\frac{\mu_{\sigma_{-1}} - \mu_\sigma}{\sqrt{S^2_{\sigma_{-1}} + S^2_\sigma}}, \qquad (2)$$

после чего искомая вероятность

$$P(Y > 0) = \Phi(-U_p) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-U}^{\infty} e^{-0{,}5 \cdot U_p^2}\,\mathrm{d}U,$$

где $\Phi(-U_p)$ — функция Лапласа, табулирована в зависимости от величины U_p.

Следует отметить, что вероятность $P(Y>0)$ пока нежелательно использовать в качестве нормативного показателя прочности потому, что для ответственных деталей она должна находиться в пределах 0,98—0,999. Малый диапазон изменения вероятности требует высокой точности исходных данных. Выполнить это условие при ограниченной информации и особенно на стадии проектирования деталей невозможно.

По указанной причине более оправдано вычислять минимальное значение запаса прочности, при котором действующие напряжения становятся опасными для прочности детали. Это условие выражается отношением

$$n_{\min} = \frac{\mu_{\sigma_{-1}}}{\mu_\sigma}.$$

С учетом данного отношения и принятых ранее обозначений для коэффициентов вариации (2) принимает вид

$$U_p = \frac{n_{\min} - 1}{\sqrt{\vartheta^2_{\sigma_{-1}} n^2_{\min} + \vartheta^2_\sigma}}. \qquad (3)$$

Уравнение (3) позволяет определять минимально допустимый коэффициент запаса прочности от желаемой вероятности отсутствия усталостного разрушения при заданных коэффициентах вариации прочности и напряжений. По своей сущности (3) количественно связывает надежность детали с погрешностью задания исходных данных и неточностью определения рабочих напряжений. Решается это уравнение методом последовательных приближений. Например, вероятности $P(Y > 0) = 0{,}98$ соответствует величина $U_p = 2{,}05$. Если коэффициенты вариации $\vartheta_{\sigma-1} = 0{,}1$ и $\vartheta_\sigma = 0{,}15$, то на основании (3) имеем $n_{\min} \approx 51{,}43$. Допустим теперь, что в результате нарушения технологии термической обработки коэффициент вариации увеличился до $\vartheta_{\sigma-1} = 0{,}15$. В этом случае $n_{\min} \approx 1{,}57$. Отсюда следует вывод: при большем разбросе прочностных характеристик материала и рабочих напряжений потребный запас прочности возрастает.

Однако следует заметить, формула (3) справедлива для определения минимально допустимого коэффициента запаса прочности при расчетах на выносливость только в тех случаях, когда изменения предела выносливости и действующих напряжений подчиняются нормальному распределению. Разумеется, такое совпадение распределений полностью исключать нельзя, однако оно настолько маловероятно, что его можно считать практически невозможным по следующим причинам. Во-первых, нормальное распределение справедливо для непрерывных случайных величин, которые могут принимать как положительные, так и отрицательные значения в пределах от $-\infty$ до $+\infty$. Но поскольку отрицательные и бесконечно большие значения предела выносливости лишены физического смысла, то уже только по этой причине нормальный закон в чистом виде неприменим для оценки распределения прочности. Во-вторых, плотность нормального распределения представляет собой симметричную кривую. Это означает, что нормальное распределение возможно только в том случае, когда на величину отклонения от среднего арифметического влияет большое количество случайных факторов, причем их действия независимы и равнозначны, т. е. ни один из факторов не оказывает доминирующего влияния на другие. В реальности (это подтверждено многими литературными источниками) прочностные свойства конструкционных материалов имеют асимметричные распределения, а поэтому более правильно оценивать прочность материала распределением Вейбулла или логарифмически нормальным.

В определенной мере сказанное применимо и к распределению действующих в детали напряжений. Наиболее полно они могут быть определены только при наличии экспериментальных результатов, полученных, например, с помощью тензометрирования детали во время эксплуатации машины. Однако проведение таких экспериментов в объеме, достаточном для установления достоверного статистического распределения и его параметров, представляет трудно решаемую задачу. Еще более неопределенной является ситуация с получением статистических характеристик на этапе проектирования детали.

Повторимся, в условиях, когда даже гипотетически трудно принять заключение о законах распределения прочности и напряжений, вычислять минимально допустимый коэффициент запаса прочности по (3) недопустимо. В этих условиях оправдано определять $n_{\min}$ как нижнюю границу интервала изменения случайной величины n (рис. 2). Так как интервал L является случайной

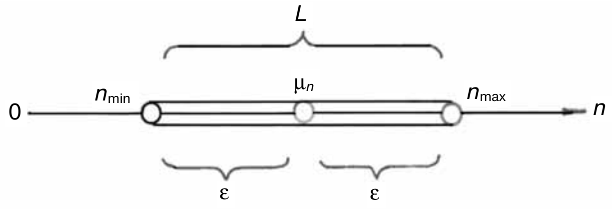

Рис. 2. Интервал изменения коэффициента запаса прочности и его границы

величиной, то возникает необходимость оценивать достоверность границ этого интервала. Иначе говоря, требуется установить вероятность того, с какой точностью определены эти границы и, в частности, $n_{\min}$. Ответ на данный вопрос удается получить, пользуясь неравенством Чебышева, хорошо известного в математической статистике [5]. Основываясь на этом неравенстве в работе [3] получена следующая формула:

$$n_{\min} \geq \frac{1}{1 - \vartheta_n \sqrt{\dfrac{\gamma}{1-\gamma}}}, \qquad (4)$$

где ϑ_n — коэффициент вариации запаса прочности представляет отношение среднего квадратического отклонения к математическому ожиданию:

$$\vartheta_n = \frac{S_n}{\mu_n}. \qquad (5)$$

Наиболее универсальным подходом к определению составляющих (5) является разложение функции $n = f(\sigma_{-1}, \sigma)$ в ряд Тейлора. Используя данное разложение, будем пренебрегать членами третьего порядка и выше. Это снижает точность решения поставленной задачи, но значительно упрощает последующие математические преобразования. Чтобы ограничить произвол в толковании такого допущения будем исходить из того, что отклонения n относительно среднего значения малы.

С учетом этого замечания можно получить

$$\mu_n \approx \frac{\mu_{\sigma_{-1}}}{\mu_\sigma} + \frac{\mu_{\sigma_{-1}}}{\mu_\sigma^3}\left(\sigma - \mu_\sigma\right)^2 = \frac{\mu_{\sigma_{-1}}}{\mu_\sigma} + \frac{\mu_{\sigma_{-1}}}{\mu_\sigma^3} S_\sigma^2 = \mu_n\left(1 + \vartheta_\sigma^2\right),$$

$$S_n \approx \frac{S_\sigma}{\mu_\sigma}\sqrt{1 + \left(\frac{\mu_{\sigma_{-1}}}{\mu_\sigma}\right)^2 + 3\left(\frac{S_{\sigma_{-1}}}{\mu_\sigma}\right)^2}.$$

Тогда искомый коэффициент вариации

$$\vartheta_n \approx \frac{\sqrt{\left(1 + \vartheta_{\sigma_{-1}}^2\right)\left(1 + 3\vartheta_\sigma^2\right) - \left(1 + \vartheta_\sigma^2\right)^2}}{1 + \vartheta_\sigma^2}.$$

Если пренебречь ввиду малости членами, содержащими коэффициенты вариации $\vartheta_{\sigma-1}$ и ϑ_σ в степенях выше второй, то

$$\vartheta_n \approx \frac{\sqrt{\vartheta^2_{\sigma_{-1}} + \vartheta^2_\sigma}}{1 + \vartheta^2_\sigma}.$$

После подстановки полученного выражения в (4), получим

$$n_{\min} \approx \frac{1}{1 - \frac{\sqrt{\vartheta^2_{\sigma_{-1}} + \vartheta^2_\sigma}}{1 + \vartheta^2_\sigma}\sqrt{\frac{\gamma}{1-\gamma}}}. \qquad (6)$$

С помощью (6) удается достаточно легко подсчитать минимально допустимое значение коэффициента запаса прочности с заданной вероятностью при известных коэффициентах вариации напряжений и прочности. Как известно, эти коэффициенты относятся к обобщающим статистическим показателям совокупности случайных величин, но главное их преимущество — это возможность объективной оценки рассеяния на основании даже тех ограниченных сведений, которые приведены выше.

Напрашивается замечание по поводу практического применения (6). Поскольку эта формула получена в результате разложения совокупности случайных значений $n_{\min}$ в ряд Тейлора, то она очень чувствительна к численным значениям входящих в нее параметров. При неудачном их задании может оказаться $n_{\min} < 0$. Отрицательная величина коэффициента запаса прочности свидетельствует о том, что указанные параметры были заданы без должного физического представления об их взаимосвязи. Например, невозможно гарантировать высокую точность определения $n_{\min}$ при больших ошибках задания характеристик прочности материала и действующих напряжений. Такие ошибки неизбежны, и они во многом связаны с ограниченным объемом как самой информации, так и с погрешностью ее получения и обработки.

Составить представление о таких ошибках помогает входящая в (6) величина γ, которую в математической статистике принято называть доверительной вероятностью. С ее помощью удается косвенно судить о надежности задаваемых детерминированных величинах, имеющих случайный характер рассеяния. Увеличение их разброса неизбежно приводит к расширению интервала возможных значений коэффициента запаса прочности и, как следствие, вызывает большую неопределенность в определении $n_{\min}$. Обратно, при уменьшении разброса коэффициентов вариации вероятность получения достоверной оценки $n_{\min}$ растет. С точностью, достаточной для практики, эти закономерности отражает зависимость

$$\gamma = 1 - \sqrt{\vartheta^n_{\sigma_{-1}} \cdot \vartheta_\sigma}.$$

Если исходить из рекомендованных значений коэффициентов вариации прочности материала и действующих в детали напряжений, то согласно приведенной зависимости величина γ находится в пределах 0,85—0,95.

Практическое применение предлагаемой расчетной методики покажем на примере. Пусть коэффициент вариации предела выносливости детали $\vartheta_{\sigma-1} = 0{,}08$, а изменение действующих напряжений происходит с $\vartheta = 0{,}128$. Тогда

$$\gamma = 1 - \sqrt{\vartheta_{\sigma_{-1}} \cdot \vartheta_\sigma} = 1 - \sqrt{0{,}08 \cdot 0{,}128} = 0{,}899.$$

Соответствующее этой вероятности минимально допустимое значение коэффициента запаса прочности

$$n_{\min} = \frac{1}{1 - \frac{\sqrt{\vartheta^2_{\sigma_{-1}} + \vartheta^2_\sigma}}{1 + \vartheta^2_\sigma}\sqrt{\frac{\gamma}{1-\gamma}}} =$$

$$= \frac{1}{1 - \frac{\sqrt{0{,}08^2 + 0{,}128^2}}{1 + 0{,}128^2}\sqrt{\frac{0{,}899}{1 - 0{,}899}}} = 1{,}794.$$

Строго говоря, под вероятностью γ следует понимать вероятность того, что предел выносливости σ^n_{-1} на всех эксплуатационных режимах нагружения детали будет превышать рабочие напряжения σ. Другими словами γ — это вероятность того, что во всем поле возможного разрушения (заштрихованная область на рис. 1) соблюдается условие $Y = \sigma^n_{-1} - \sigma \geq 0$. Так как величина Y является функцией двух независимых друг от друга случайных чисел σ^n_{-1} и σ, то согласно теории вероятности ее плотность распределения связана с плотностями составляющих аргументов зависимостью [6]

$$f(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\sigma) f(Y + \sigma) \mathrm{d}Y.$$

Тогда искомая вероятность отсутствия усталостного разрушения [3]

$$\gamma = P(Y \geq 0) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\sigma)\left[\int_{\sigma}^{\infty} f(\sigma^n_{-1}) \mathrm{d}\sigma_{-1}\right]\mathrm{d}\sigma. \qquad (7)$$

С учетом того, что выражение в квадратных скобках представляет функцию распределения предела выносливости, то (7) можно переписать так:

$$P = \int_{-\infty}^{\infty} f(\sigma) F_{\sigma_{-1}}(\sigma)\mathrm{d}\sigma. \qquad (8)$$

Таким образом, плотность распределения $f(Y)$ является композицией распределений $f(\sigma)$ и $f(\sigma^n_{-1})$. Из теории вероятности известно, композиция случайных чисел с нормальным распределением дает также нормальное распределение.

Это свойство нормальных распределений позволяет сразу, не прибегая к этим формулам, воспользоваться ранее приведенными выражениями.

Сложнее обстоит дело с другими распределениями. В отличие от нормальных законов их композиции не дают те же распределения, а поэтому приходится обращаться к (7) или (8) непосредственно. Рассмотрим несколько сочетаний вероятностных законов.

Пусть прочность материала подчиняется закону Вейбулла, а рабочие напряжения имеют нормальное распределение. Такое сочетание довольно хорошо описывает усталостное разрушение деталей.

Плотность распределения Вейбулла

$$f(\sigma_{-1}) = \left[\frac{b}{(a-c)^b}\right](\sigma_{-1}-c)^{b-1}\exp\left[-\left(\frac{\sigma_{-1}-c}{a-c}\right)^b\right], \quad (9)$$

где b — параметр формы; a — параметр масштаба, определяющий расположение распределения вдоль горизонтальной оси; c — параметр усечения, равный минимально возможному значению предела выносливости.

Это так называемое трехпараметрическое распределение Вейбулла является исключительно гибким, оно при $b = 1$ становится экспоненциальным, при $b = 2$ превращается в распределение Рэлея, а при $b > 3{,}5$ приближается к нормальному. Различные формы плотности распределения Вейбулла при $c = 0$ и $a = 1$ показаны на рис. 3.

Математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение этого распределения определяются по формулам

$$\mu_{\sigma_{-1}} = c + (a-c)\,\Gamma(b^{-1}+1);$$

$$s_{\sigma_{-1}} = (a-c)\sqrt{\Gamma(2b^{-1}+1) - \Gamma^2(b^{-1}+1)},$$

где $\Gamma(m) = \int_0^\infty e^{-z} z^{m-1}\,\mathrm{d}z$ — гамма-функция.

Плотность нормального распределения

$$f(\sigma) = \frac{1}{S_\sigma\sqrt{2\pi}}\exp\left[-0{,}5\left(\frac{\mu_\sigma-\sigma}{S_\sigma}\right)^2\right]. \quad (10)$$

После подстановки (9) и (10) в (8) и выполнения необходимых преобразований получим выражение для вероятности неразрушения при рассматриваемом сочетании распределений прочности и напряжений в виде

$$P(Y>0) = \Phi(A) - \frac{1}{S_\sigma\sqrt{2\pi}}\int_0^\infty \exp\left[-y^b - 0{,}5(By+A)^2\right]\mathrm{d}y, \quad (11)$$

где $\Phi(A)$ — функция нормированного нормального распределения (функция Лапласа).

Дополнительно в (11) приняты следующие обозначения

$$y = \frac{\sigma-c}{a-c}; \quad A = \frac{c-\mu_\sigma}{S_\sigma}; \quad B = \frac{a-c}{S_\sigma}.$$

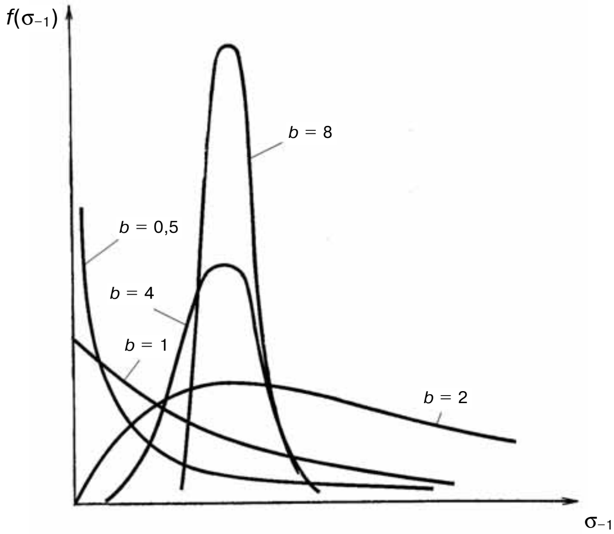

Рис. 3. Плотности распределения Вейбулла при различных значениях *b*

Обойти известные трудности, связанные с интегрированием (11), помогает программа, в которой процедуру интегрирования удобно реализовать с использованием формулы Симпсона.

Часто с целью уменьшения объема вычислений в качестве уравнения прочности материала рассматривают двухпараметрическое распределение Вейбулла. Оно получается из трехпараметрического распределения (9) при $c = 0$. Иначе говоря, в двухпараметрическом распределении Вейбулла минимальное значение предела выносливости равно нулю.

В этом случае плотность распределения

$$f(\sigma_{-1}) = \frac{b}{a}\left(\frac{\sigma_{-1}}{a}\right)^{b-1}\exp\left[-\left(\frac{\sigma_{-1}}{a}\right)^b\right], \quad (\sigma_{-1} \ge 0).$$

Соответственно математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение

$$\mu_{\sigma_{-1}} = a\,\Gamma\left(1+\frac{1}{b}\right),$$

$$S_{\sigma_{-1}} = a\sqrt{\Gamma\left(1+\frac{2}{b}\right) - \left[\Gamma^2\left(1+\frac{1}{b}\right)\right]}.$$

Сведения по зависимостям $b = f(\vartheta_{\sigma-1})$ и $a = f(\mu_{\sigma-1})$ содержатся в книгах по надежности. Их аппроксимация позволила получить следующие приближенные формулы [2]

$$b = \frac{0{,}953}{\vartheta_{\sigma_{-1}} - 0{,}047} \quad \text{при } b \le 4;$$

$$b = 1{,}037\,\vartheta_{\sigma_{-1}}^{-1{,}07} \quad \text{при } b > 4;$$

$$a = \frac{\mu_{\sigma_{-1}}}{\Gamma\left(1+\frac{1}{b}\right)}.$$

При использовании для прочности двухпараметрического распределения Вейбулла вероятность отсутствия разрушения также можно подсчитывать по формуле (11), полагая в ней $c = 0$.

Рассмотрим теперь композицию, когда прочность материала подчиняется экспоненциальному (показательному) распределению, а напряжения имеют нормальный закон распределения, плотность которого определяется зависимостью (10).

Плотность экспоненциального распределения предела выносливости имеет вид

$$f(\sigma_{-1}) = \lambda_{\sigma_{-1}} \exp(-\lambda\,\sigma_{-1}),$$

где $\lambda_{\sigma-1}$ — параметр, связанный с математическим ожиданием и средним квадратичным отклонением зависимостью

$$\mu_{\sigma_{-1}} = S_{\sigma_{-1}} = \frac{1}{\lambda_{\sigma_{-1}}}.$$

Используя (7), получим следующее выражение для вероятности работы детали без разрушения, т. е. вероятности того, что $Y = \sigma_{-1} - \sigma > 0$

$$P = 1 - \Phi(C) + \exp\left[-0{,}5(2\mu_\sigma\lambda_{\sigma_{-1}} + \lambda^2_{\sigma_{-1}} S^2_\sigma)\right]\Phi(D), \quad (12)$$

где $\Phi(C)$ и $\Phi(D)$ — функции нормированного нормального распределения при следующих аргументах:

$$C = \frac{\mu_\sigma}{S_\sigma}, \qquad D = \frac{\mu_\sigma - \lambda^2_{\sigma_{-1}} S^2_\sigma}{S_\sigma}.$$

Опыт подсчета вероятности по (12) подсказывает, что в подавляющем большинстве прочностных задач функции $\Phi(C)$ и $\Phi(D)$ практически равны единицы. На этом основании (12) упрощается и принимает вид

$$P = \exp\left(0{,}5\lambda^2_{\sigma_{-1}} S^2_\sigma - \mu_\sigma\lambda_{\sigma_{-1}}\right).$$

Подобным образом могут быть получены формулы для подсчета вероятности отсутствия усталостной поломки детали для других композиций распределения прочности и напряжений, если известны их параметры. В конечном счете, наличие этих формул позволяет более разумно назначать минимально допустимое значение коэффициента запаса прочности с учетом случайных вариаций прочностных свойств материала детали, действующих напряжений и вероятности отсутствия усталостного разрушения.

Литература

1. *Джонсон Н.* Статистика и планирование эксперимента в технике и науке. Методы обработки данных / Н. Джонсон, Ф. Лион. — М. : Мир, 1980. — 511 с.

2. *Ефремов Л.В.* Практика инженерного анализа надежности судовой техники / Л.В. Ефремов. — Л. : Судостроение, 1980. — 176 с.

3. *Капур К.* Надежность и проектирование систем / К.Капур, Л. Ламберсон. — М. : Мир, 1980. — 606 с.

4. *Когаев В.П.* Расчеты на прочность при напряжениях, переменных во времени / В.П. Когаев. — М., Машиностроение, 1977. — 232 с.

5. *Косточкин В.В.* Надежность авиационных двигателей и силовых установок: учебник / В.В. Косточкин. — М. : Машиностроение, 1988. — 272 с.

6. Решетов Д.Н. Надежность машин: учебное пособие / Д.Н. Решетов, А.С. Иванов, В.З. Фадеев. — М. : Высшая школа, 1988. — 238 с.