

Деформационные кривые усталости сталей и методы определения их параметров. Сообщение 1. Традиционные методы

В. Т. Трощенко, Л. А. Хамаза

Институт проблем прочности им. Г. С. Писаренко НАН Украины, Киев, Украина

В литературных источниках большое внимание уделяется деформационным кривым усталости, которые описываются обычно уравнением Басквина–Мэнсона–Коффина. Параметры этого уравнения связаны с параметрами уравнения Рамберга–Осгуда, описывающего диаграмму циклического деформирования. Предложено много разных методов оценки параметров этих уравнений на основании характеристик прочности и пластичности при статическом нагружении. Большинство методов основывается на относительно небольшом количестве экспериментальных данных о характеристиках прочности и пластичности при циклическом нагружении около 200 различных сталей проведен статистический анализ параметров уравнений Басквина–Мэнсона–Коффина и Рамберга–Осгуда в соответствии с каждым из оценочных методов и показаны преимущества и недостатки их определения.

Ключевые слова: деформационные критерии усталостного разрушения, параметры уравнений Басквина–Мэнсона–Коффина и Рамберга–Осгуда, характеристики прочности и пластичности при статическом и циклическом нагружении.

Введение. В последние десятилетия деформационные подходы, основанные на учете как упругой, так и пластической составляющей деформации, успешно используются при анализе и исследовании усталости материалов. Известно, что при циклическом нагружении амплитуда полной деформации ε_a может быть представлена как сумма амплитуд упругой ε_{ae} и пластической ε_{ap} составляющих деформации:

$$\varepsilon_{ae} = \frac{\sigma'_f}{E} (N_p)^b; \quad (1)$$

$$\varepsilon_{ap} = \varepsilon'_f (N_p)^c. \quad (2)$$

Зависимость амплитуды деформации от числа циклов до зарождения усталостной трещины (усталостного разрушения) будет иметь вид

$$\varepsilon_a = \frac{\sigma'_f}{E} (N_p)^b + \varepsilon'_f (N_p)^c, \quad (3)$$

где σ'_f – коэффициент усталостной прочности; b – экспонента усталостной прочности (экспонента Басквина); ε'_f – коэффициент усталостной пластичности (вязкости); c – экспонента усталостной пластичности (экспонента Мэнсона–Коффина) [1–3]; N_p – число циклов до разрушения. Уравнение (3) получило название уравнения Басквина–Мэнсона–Коффина [4].

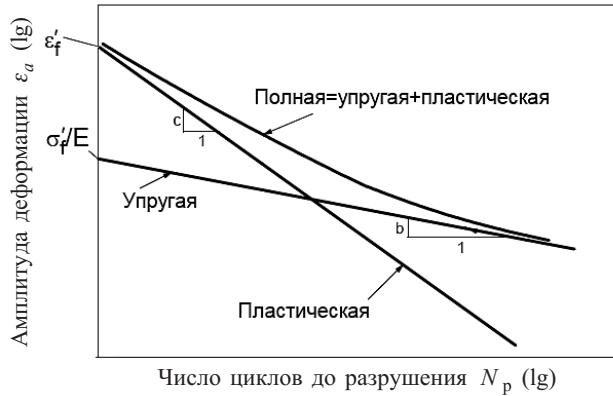


Рис. 1. Деформационные кривые усталости.

На рис. 1 в логарифмических координатах схематически представлены деформационные кривые усталости в соответствии с зависимостями (1)–(3).

Эмпирические параметры σ'_f , ε'_f , b , c в уравнении (3) являются основой для построения кривых усталости в координатах $\lg \varepsilon_a - \lg N_p$, которые, как показывают данные литературных источников, могут быть найдены с использованием характеристик механических свойств металлов и сплавов. При этом важно установить корреляционную зависимость между указанными параметрами и характеристиками прочности и пластичности при статическом нагружении.

Уравнение Басквина–Мэнсона–Коффина имеет большое практическое значение. Его использование позволяет решать следующие задачи.

1. Построение деформационных кривых усталости с использованием характеристик механических свойств без проведения длительных циклических испытаний.
2. Прогнозирование характеристик сопротивления усталости на больших базах по результатам, полученным при малом числе циклов нагружения.
3. Экспресс-оценка влияния различных технологических и эксплуатационных факторов на характеристики сопротивления усталости.

Важной характеристикой свойств материала при циклическом нагружении является кривая циклического деформирования, описывающая зависимость амплитуды напряжения от амплитуды деформации при циклическом нагружении, так называемая диаграмма Рамберга–Осгуда [5, 6]:

$$\varepsilon_a = \varepsilon_{ae} + \varepsilon_{ap} = \frac{\sigma_a}{E} + \left(\frac{\sigma_a}{K'} \right)^{1/n'} \quad (4)$$

где K' – коэффициент циклической прочности; n' – коэффициент циклического деформационного упрочнения.

Как показывают данные литературных источников [5, 7–9], между параметрами уравнений (3) и (4) имеют место следующие зависимости:

$$\sigma'_f = K'(\varepsilon'_f)^{n'} \quad (5)$$

$$n' = b/c, \quad (6)$$

которые, несмотря на хорошее качественное соответствие с экспериментальными результатами, могут найти практическое использование только в случае правильного выбора входящих в них параметров [9].

Традиционные методы оценки параметров деформационных кривых усталости. В литературных источниках предложено много различных методов оценки параметров уравнения Басквина–Мэнсона–Коффина, начиная с работы [4], в которой установлена корреляционная зависимость между параметрами b и c в уравнении (3), с одной стороны, и показателем циклического упрочнения n' в уравнении (4), с другой (таблица).

Методы оценки параметров уравнения Басквина–Мэнсона–Коффина

Название метода и его автор	Оценочные значения параметров $\sigma'_f, \varepsilon'_f, b, c$	Литературный источник
1	2	3
Морроу	$b = \frac{-n'}{1+5n'}; c = \frac{-1}{1+5n'}$	[4]
Метод универсальных наклонов (Мэнсон)	$\sigma'_f = 1,9018\sigma_B; \varepsilon'_f = 0,7579 \left[\ln \left(\frac{1}{1-\psi} \right) \right]^{0,6};$ $b = -0,12; c = -0,6$	[2]
Метод четырехточечной корреляции (Мэнсон)	$\sigma'_f = 1,25\sigma_f \cdot 2^b; \sigma_f \cong \sigma_B(1 + \varepsilon_f);$ $\varepsilon'_f = \frac{0,125}{20^c} \left[\ln \left(\frac{1}{1-\psi} \right) \right]^{3/4};$ $b = \frac{\lg(0,36 \cdot \sigma_B / \sigma_f)}{5,6};$ $c = \frac{1}{3} \lg \frac{0,0066 - \sigma'_f (2 \cdot 10^4)^b / E}{0,239 \{ \ln[1 / (1-\psi)] \}^{3/4}}$	[2]
Раске–Морроу	$\varepsilon'_f = 0,002(\sigma'_f / \sigma_{0,2})^{1/n'}$	[10]
Митчелл (для сталей)	$\sigma'_f = \sigma_B + 345; \varepsilon'_f = \varepsilon_f = \ln(1/(1-\psi));$ $b = \frac{1}{6} \lg \frac{0,5\sigma_B}{\sigma_B + 345};$ $c = -0,6$ (для пластичных сталей); $c = -0,5$ (для высокопрочных сталей)	[11]
Модифицированный метод универсальных наклонов (Муралидхаран–Мэнсон)	$\sigma'_f = 0,623E \left(\frac{\sigma_B}{E} \right)^{0,832};$ $\varepsilon'_f = 0,0196\varepsilon_f^{0,155} \left(\frac{\sigma_B}{E} \right)^{-0,53};$ $b = -0,09; c = -0,56$	[12]
Боймель–Зигер (для алюминиевых и титановых сплавов)	$\sigma'_f = 1,67\sigma_B; \varepsilon'_f = 0,35;$ $b = -0,095; c = -0,69$	[13]

1	2	3
Боймель–Зигер (для сталей)	$\sigma'_f = 1,5\sigma_B$; $\varepsilon'_f = 0,59\alpha$, где $\alpha = 1$, если $\sigma_B/E \leq 0,003$ и $\alpha = 0,812 - 74\sigma_B/E$, если $\sigma_B/E \geq 0,003$; $b = -0,087$; $c = -0,58$	[13]
Модифицированный метод четырехточечной корреляции (Онг)	$\sigma'_f = \sigma_B(1 + \varepsilon_f)$; $\varepsilon'_f = \varepsilon_f$; $b = \frac{1}{6} \lg \frac{(\sigma_B/E)^{0,81}}{6,25(\sigma_f/E)}$; $c = \frac{1}{4} \lg \frac{0,0074 - \sigma'_f(10^4)^b/E}{2,074\varepsilon_f}$	[14]
Метод твердости (Расл–Фатемин) (для сталей)	$\sigma'_f = 4,25HB + 225$; $\varepsilon'_f = (0,32HB^2 - 487HB + 191000)/E$; $b = -0,09$; $c = -0,56$	[15]
Усредненный метод (Мегиоларо–Кастро) (для сталей)	$\sigma'_f = 1,5\sigma_B$; $\varepsilon'_f = 0,45$; $b = -0,09$; $c = -0,59$	[16]
Усредненный метод (Мегиоларо–Кастро) (для алюминиевых сплавов)	$\sigma'_f = 1,9\sigma_B$; $\varepsilon'_f = 0,28$; $b = -0,11$; $c = -0,66$	[16]
Усредненный метод (Мегиоларо–Кастро) (для титановых сплавов)	$\sigma'_f = 1,9\sigma_B$; $\varepsilon'_f = 0,5$; $b = -0,10$; $c = -0,69$	[16]
Усредненный метод (Мегиоларо–Кастро) (для никелевых сплавов)	$\sigma'_f = 1,4\sigma_B$; $\varepsilon'_f = 0,15$; $b = -0,08$; $c = -0,59$	[16]

Примечание. σ_B – предел прочности, МПа; σ_f – истинное сопротивление разрыву, МПа; ε_f – истинная предельная деформация при разрушении; ψ – относительное сужение при разрушении; $\sigma'_{0,2}$ – циклический предел текучести, МПа; E – модуль продольной упругости (модуль Юнга, МПа); HB – твердость по Бринеллю, кг/мм².

Мэнсон [2], основываясь на экспериментальных результатах исследования 69 материалов, в том числе сталей, алюминиевых и титановых сплавов, предложил два разных метода: метод универсальных наклонов, в котором параметры b и c предполагаются постоянными, а именно: $b = -0,12$ и $c = -0,6$, и четырехточечный корреляционный метод, основанный на учете значений упругой ε_{ae} и пластической ε_{ap} деформации при четырех долговечностях ($N = 1/4, 10, 10^4$ и 10^5 цикл). В обоих методах используются значения предела прочности σ_B и относительного сужения после разрыва ψ .

Раске и Морроу [10] предложили оценивать величину коэффициента усталостной пластичности ε'_f через σ'_f , n' и циклический предел текучести $\sigma'_{0,2}$.

Митчелл [11] предложил оценивать экспоненту b , а не только σ'_f , как функцию предела прочности σ_B , величину ε'_f – непосредственно по значе-

нию предельной деформации при разрушении ε_f . Он также предположил, что параметр наклона кривых усталости $c = -0,6$ действителен только для пластичных сталей, тогда как для высокопрочных сталей он может быть принят равным $-0,5$.

Муралидхаран и Мэнсон [12] модифицировали метод универсальных наклонов, уменьшив значения обоих экспонент до $b = -0,09$ и $c = -0,56$, и ввели параметр σ_B/E для оценки коэффициентов σ'_f и ε'_f .

Метод, предложенный Боймелем и Зигером [13], можно трактовать как разновидность метода универсальных наклонов. Однако авторами установлены различные значения параметров наклона деформационных кривых усталости b и c для малолегированных сталей, с одной стороны, и сплавов на основе алюминия и титана, с другой. Для оценки усталостных характеристик согласно этому методу достаточно знать лишь модуль упругости и предел прочности материала.

Онг [14] модифицировал метод четырехточечной корреляции Мэнсона с помощью нескольких изменений, что улучшает соответствие между экспериментальными данными исследования усталости 49 сталей и параметрами уравнения Басквина–Мэнсона–Коффина. Прежде всего предполагается, что параметры b и c являются функцией предела прочности σ_B и истинной предельной деформации при разрушении ε_f , тогда как параметр ε'_f принимается также, как предложил ранее Митчелл, равным ε_f .

Расл и Фатемии [15] предложили так называемый “метод твердости”, предполагая величины коэффициентов наклона деформационных кривых усталости $b = -0,09$ и $c = -0,56$ такими же, как в работе [12], тогда как коэффициент усталостной прочности σ'_f и коэффициент усталостной пластичности ε'_f определяются в функции твердости (HB). Преимущество метода состоит в том, что он является неразрушающим методом. При этом для оценки усталостных характеристик материала необходимо знать лишь его твердость и модуль упругости, в то время как согласно другим методам используются характеристики прочности и пластичности при статическом нагружении. Тот факт, что величина σ'_f оценивается по значению твердости (HB) нет ничего неожиданного, поскольку для сталей между пределом прочности σ_B и твердостью имеет место очень хорошая корреляционная зависимость: если σ_B измеряется в МПа, а твердость в кг/мм^2 , то $\sigma_B = 3,4(HB)$ с достаточно низким коэффициентом вариации $V = 3,8\%$ [17, 18].

Мегиоларо и Кастро [16] на основании проведенного статистического анализа оценочных параметров уравнения Басквина–Мэнсона–Коффина, базирующегося на экспериментальных данных, полученных при статическом и циклическом нагружении 845 различных металлов и сплавов, включая 724 стали, 81 алюминиевый сплав и 15 титановых сплавов, предложили так называемый усредненный метод, в котором используются средние значения индивидуальных параметров для каждого класса материалов отдельно.

В настоящей работе на основании экспериментальных данных о характеристиках прочности и пластичности при статическом и циклическом нагружении около 200 различных сталей [19–58] проведен статистический анализ параметров уравнения Басквина–Мэнсона–Коффина в соответствии с каждым из описанных выше оценочных методов.

Для рассматриваемых сталей прежде всего была проведена проверка корреляционной зависимости между параметрами уравнений Басквина–Мэнсона–Коффина и Рамберга–Осгуда, описываемой уравнениями (5) и (6) – рис. 2. Приведенные данные позволяют заключить, что коэффициент циклического упрочнения K' хорошо оценивается при использовании n' и параметров уравнения Басквина–Мэнсона–Коффина σ'_f и ε'_f . Существует корреляционная зависимость между показателем циклического упрочнения n' и отношением b/c .

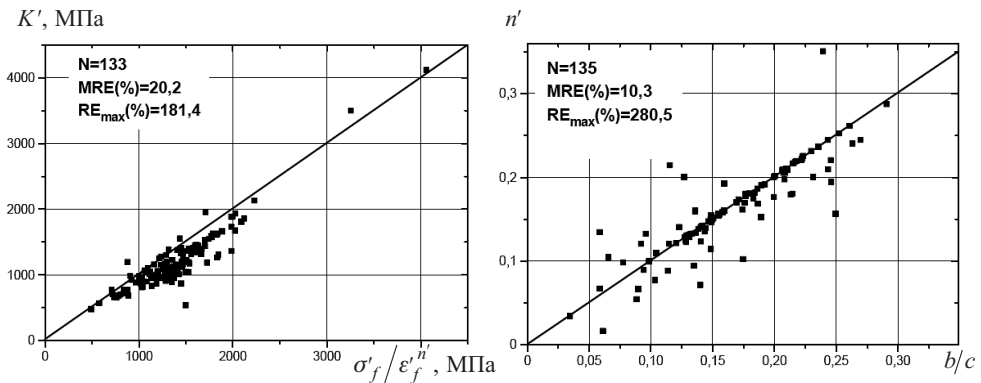


Рис. 2. Корреляционная зависимость между параметрами уравнений Басквина–Мэнсона–Коффина и Рамберга–Осгуда.

На рис. 2–6 приведены также статистические характеристики отклонения экспериментальных результатов от предлагаемых оценочных зависимостей:

$$MRE(\%) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|d_i - o_i|}{d_i} \cdot 100\%;$$

$$RE_{\max}(\%) = \frac{|d_i - o_i|_{\max}}{d_i} \cdot 100\%;$$

где $MRE(\%)$ – среднее относительное отклонение; $RE_{\max}(\%)$ – максимальное относительное отклонение; d_i – действительное значение оцениваемого параметра; o_i – прогнозируемое значение оцениваемого параметра.

На рис. 3 и 4 представлены данные оценки коэффициента усталостной прочности σ'_f и коэффициента усталостной пластичности ε'_f соответственно согласно различным методам аппроксимации.

Из приведенных на рис. 3 результатов следует, что коэффициент усталостной прочности σ'_f хорошо коррелирует (прямо или косвенно) с пределом прочности σ_B и твердостью HB . Относительно большой разброс данных в этой корреляционной зависимости приводит к необходимости использования нелинейных оценок (таких, как модифицированный метод универсальных наклонов Муралидхарана–Мэнсона) или линейных со смещением (например, метод Митчелла и Расла–Фатеми). Предпочтительными для применения являются методы Митчелла, Расла–Фатеми и Муралидхарана–Мэнсона.

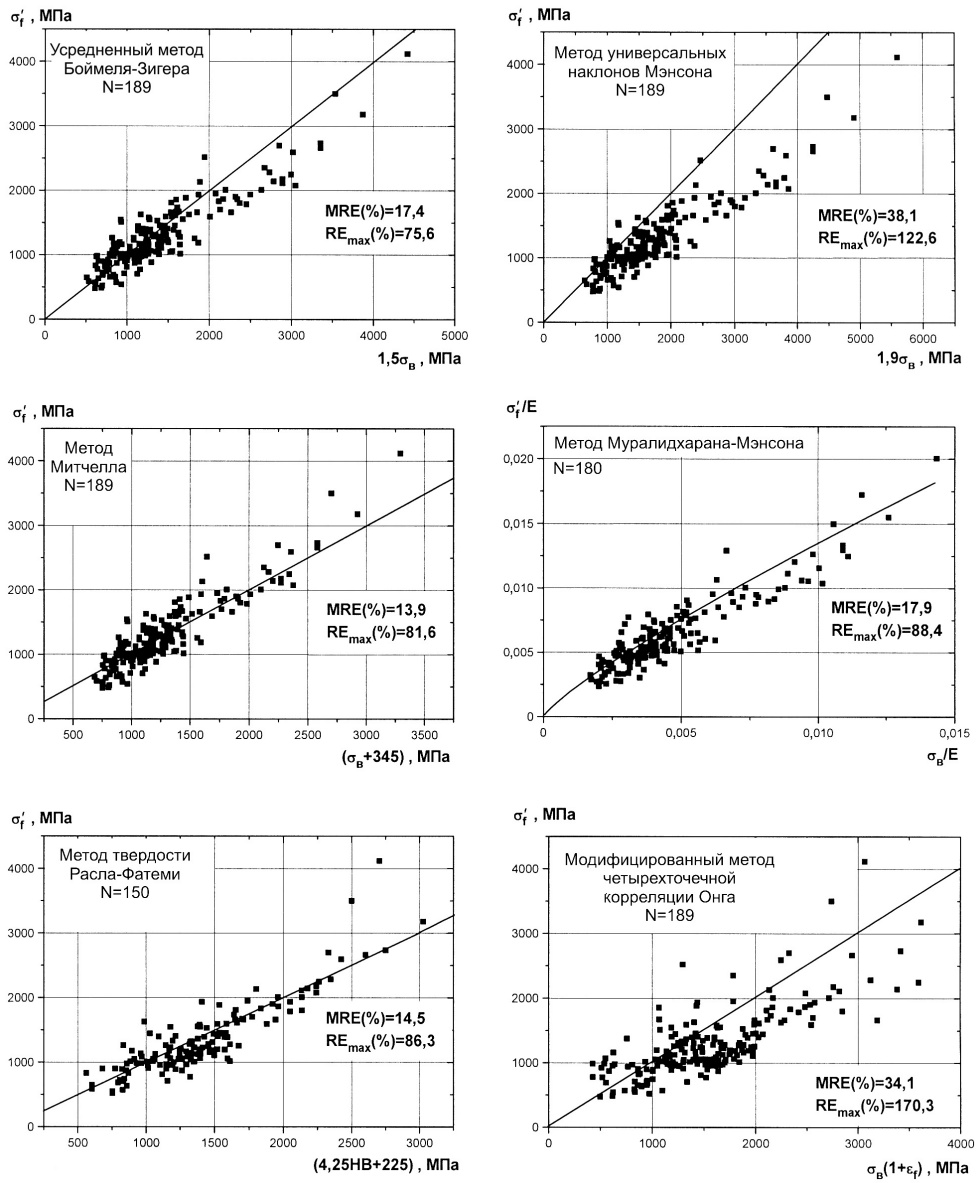


Рис. 3. Оценка коэффициента усталостной прочности σ'_f в соответствии с различными методами аппроксимации.

Представленные на рис. 4 данные позволяют сделать вывод, что коэффициент усталостной пластичности ϵ'_f плохо коррелирует с характеристиками пластичности при статическом нагружении: величиной истинной предельной деформации при разрушении ϵ_f и относительным сужением при разрыве ψ . В соответствии с методами универсальных наклонов и четырехточечной корреляции Мэнсона, модифицированным методом четырехточечной корреляции Онга и методом Митчелла, в корреляционные зависимости которых входят величины ϵ_f и ψ , получены завышенные оценки коэффициента ϵ'_f для большинства материалов. Отсутствует удовлетворительная

корреляционная зависимость между коэффициентом ϵ'_f и характеристиками прочности при статическом нагружении: твердостью HB и параметром σ_B/E . Согласно методу Боймеля–Зигера и методу твердости Расла–Фатеми, в корреляционные зависимости которых входят эти параметры, получен широкий разброс величины ϵ'_f .

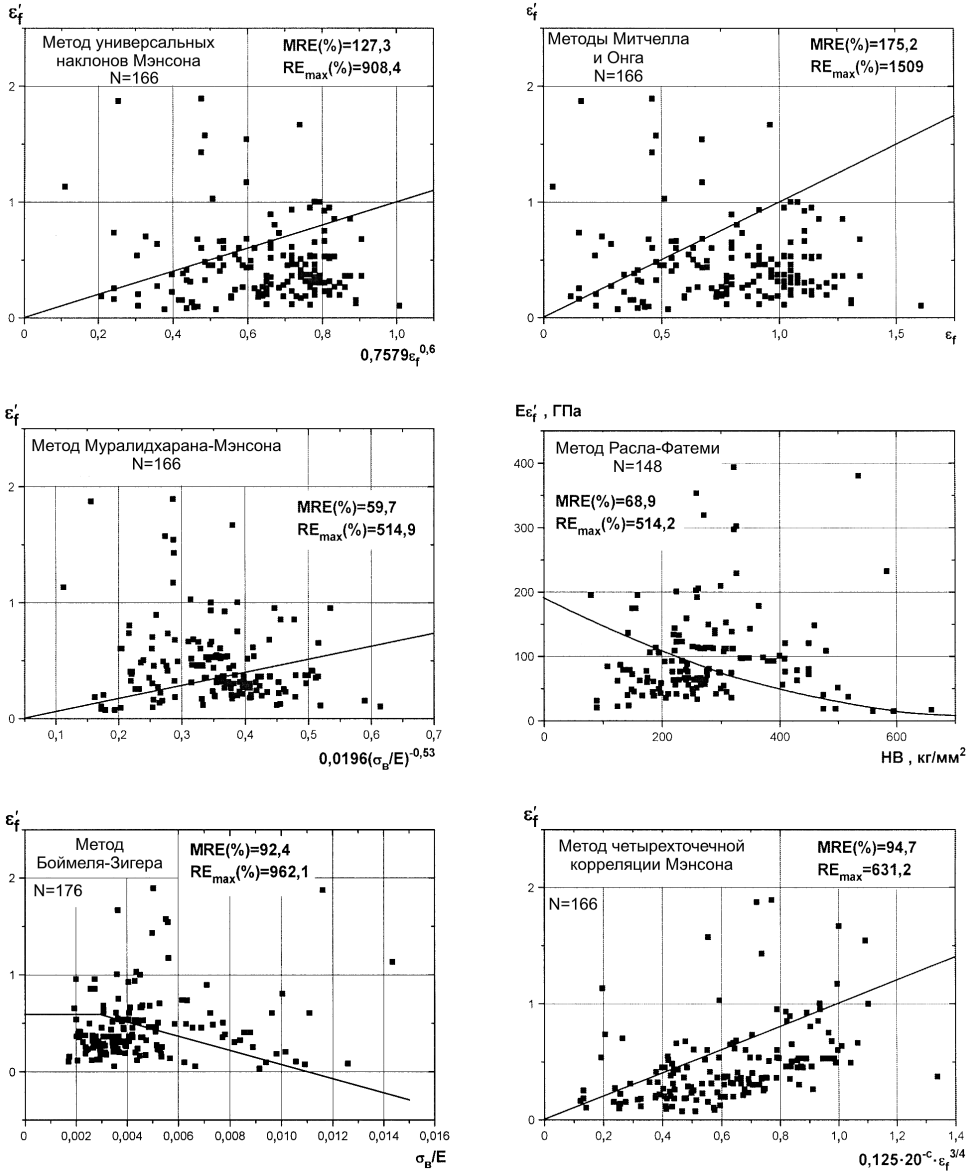


Рис. 4. Оценка коэффициента усталостной пластичности ϵ'_f в соответствии с различными методами аппроксимации.

На рис. 5 и 6 приведены данные оценки экспонент усталостной прочности b и усталостной пластичности c в соответствии с методами Морроу, Мэнсона, Митчелла и Онга. Представленные на рис. 5 данные показывают: корреляционная зависимость между экспонентой усталостной прочности b , c

одной стороны, и пределом прочности σ_B и относительным сужением при разрыве ψ , с другой – очень непрочная. Метод четырехточечной корреляции Мэнсона дает заниженные оценки экспоненты b для большинства материалов, тогда как корреляционные зависимости Митчелла и Онга дают широкий разброс этой характеристики. В некоторой степени наблюдается удовлетворительная корреляция экспоненты b с показателем циклического упрочнения n' . Корреляция экспоненты усталостной пластичности c , как следует из рис. 6, с величинами, оцениваемыми корреляционными зависимостями Мэнсона и Онга, также очень непрочная. Подробный анализ, проведенный в работе [16], показал, что наилучший прогноз долговечности реализуется при значениях b и c , оцениваемых на основании их средних значений для каждого семейства сплавов: для сталей имеем $b = -0,09$, $c = -0,59$; для алюминиевых сплавов – $b = -0,11$, $c = -0,66$; для титановых сплавов – $b = -0,1$, $c = -0,69$; для никелевых сплавов – $b = -0,08$, $c = -0,52$.

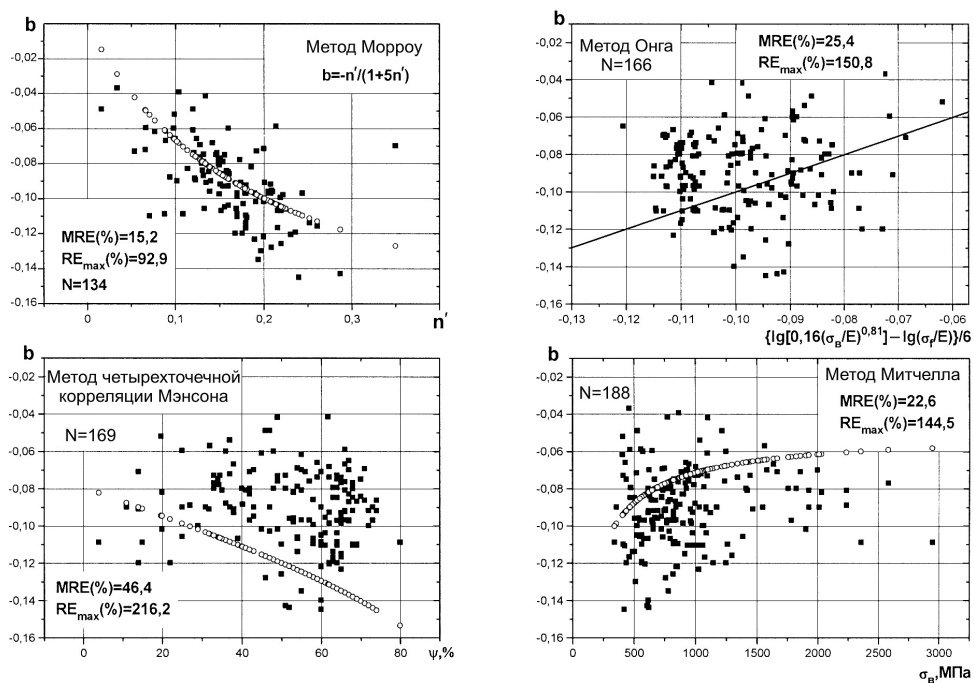


Рис. 5. Оценка экспоненты усталостной прочности b в соответствии с различными методами аппроксимации.

Основываясь на анализе описанных выше методов оценки параметров уравнения Басквина–Мэнсона–Коффина с использованием характеристик прочности и пластичности при статическом нагружении, сделаем следующие выводы.

1. Значения экспонент усталостной прочности b и усталостной пластичности c для сталей значительно выше, чем для алюминиевых и титановых сплавов, но ниже, чем для никелевых.

2. Корреляционная зависимость между экспонентой усталостной прочности b и характеристиками прочности и пластичности при статическом

нагружении (предел прочности σ_B и относительное сужение при разрыве ψ) очень непрочная. Лучшее экспонента b коррелирует с показателем циклического упрочнения n' .

3. Корреляция экспоненты усталостной пластичности c с величинами, оцениваемыми корреляционными зависимостями Мэнсона и Онга, в которые входят такие параметры, как σ'_f , E , b и ψ , также очень непрочная. Лучшее экспонента c коррелирует с показателем циклического упрочнения n' .

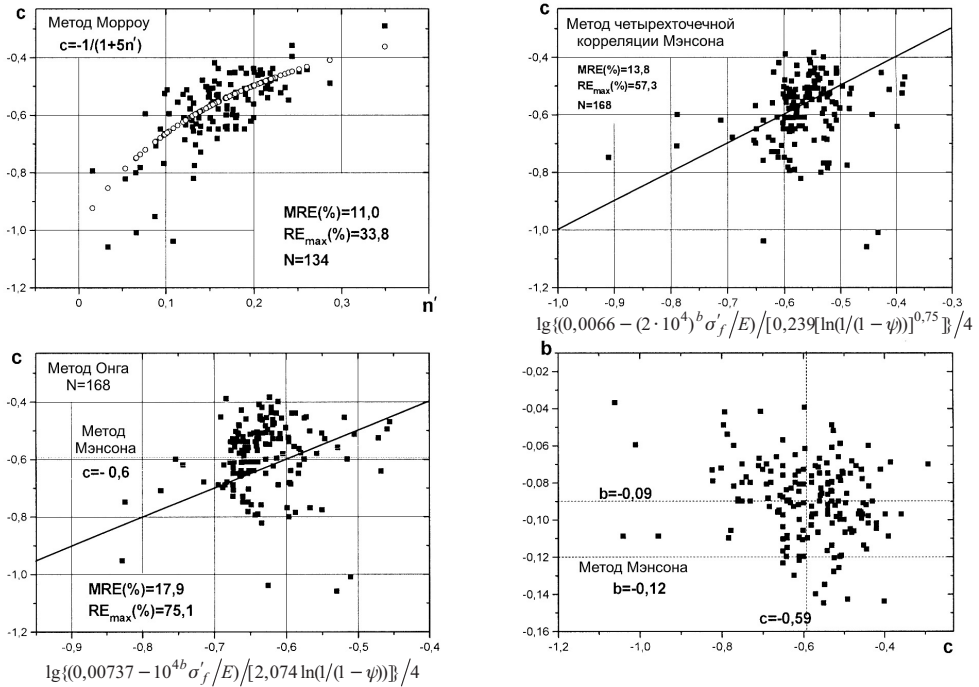


Рис. 6. Оценка экспоненты циклической пластичности c в соответствии с различными методами аппроксимации.

4. Коэффициент усталостной прочности σ'_f удовлетворительно коррелирует с величиной предела прочности σ_B и твердостью по Бринеллю HB . Относительно большой разброс в этой корреляционной зависимости приводит к необходимости использования нелинейных оценок (таких, как модифицированный метод универсальных наклонов Муралидхарана–Мэнсона) или линейных со смещением (например, методы Митчелла и Расла–Фатемии).

5. Между коэффициентом усталостной пластичности ϵ'_f и характеристиками прочности σ_B/E , HB и пластичности ϵ_f , ψ имеет место плохая корреляционная зависимость при статическом нагружении. Большинство предложенных в литературных источниках таких оценок основаны на ограниченном количестве экспериментальных данных, и поэтому не могут быть статистически оправданы. В частности, коэффициент усталостной пластичности ϵ'_f не должен оцениваться по истинной предельной деформации при разрушении ϵ_f .

В последнее десятилетие опубликованы работы, посвященные анализу точности прогнозирования долговечности в соответствии с каждым из опи-

санных выше методов определения параметров деформационной кривой усталости [15, 16, 58–61].

Мегиоларо и Кастро [16] сравнивали предложенный ими усредненный метод с семью другими оценочными методами, основываясь на данных сравнения прогнозируемой долговечности с экспериментально установленной. При этом показано, что для сталей наилучшие результаты получены согласно усредненному методу. При использовании других оценочных методов удовлетворительные результаты прогнозирования получены по методу твердости Расла–Фатеми, методу Боймеля–Зигера и модифицированному методу универсальных наклонов Муралидхарана–Мэнсона. Для алюминиевых и титановых сплавов лучшие результаты получены по усредненному методу и методу Боймеля–Зигера, тогда как модифицированный метод универсальных наклонов Муралидхарана–Мэнсона в этом случае не применим. Показано также, что метод универсальных наклонов и метод четырехточечной корреляции Мэнсона очень консервативны (дают заниженную оценку долговечности) для сталей в области больших долговечностей и совершенно неконсервативны (дают завышенную оценку долговечности) в области малых долговечностей.

Онг [58] проводил оценку двух методов Мэнсона и метода Митчелла, основываясь на экспериментальных результатах 49 сталей, и пришел к выводу, что при использовании метода Митчелла получен слишком неконсервативный прогноз долговечности, в то время как метод универсальных наклонов и метод четырехточечной корреляции Мэнсона дают хороший прогноз долговечности только в случае наличия удовлетворительной корреляции коэффициента циклической прочности σ'_f .

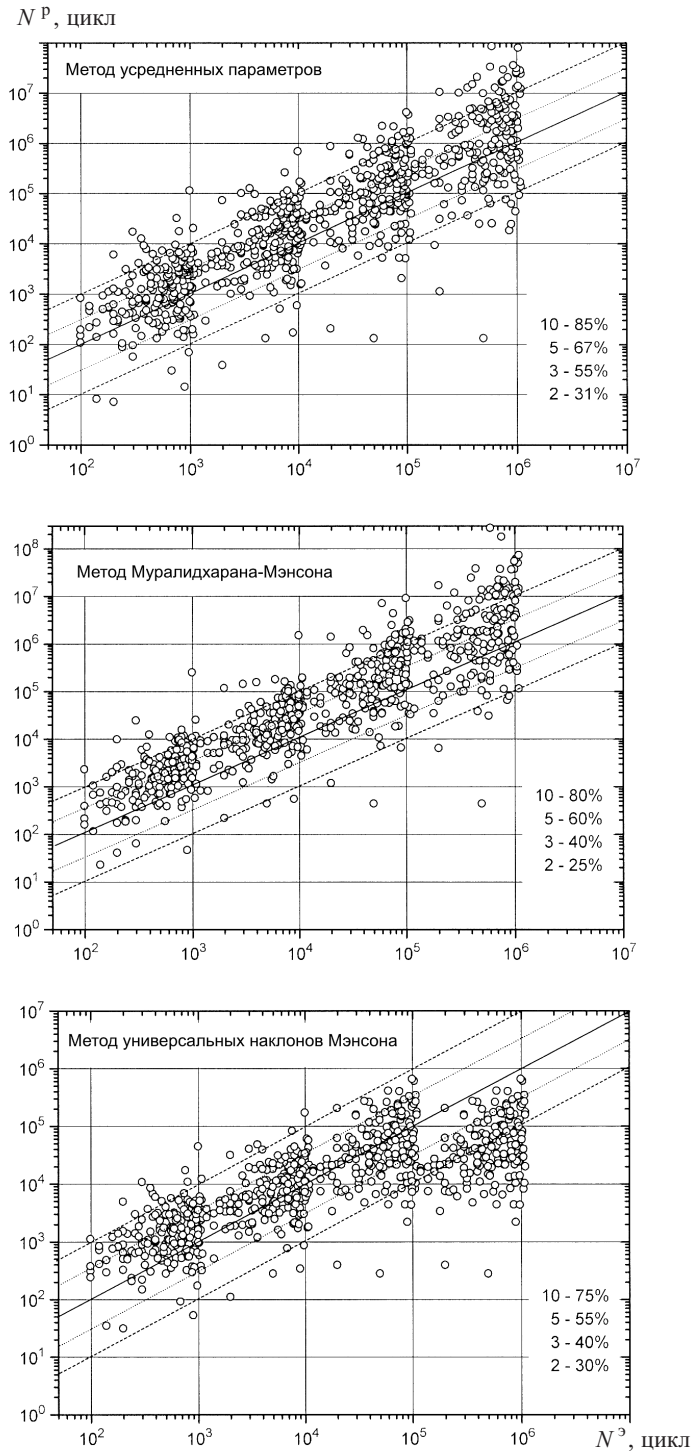
В работе [59] осуществлена сравнительная оценка всех методов Мэнсона (методы универсальных наклонов и четырехточечной корреляции, а также модифицированный метод универсальных наклонов) и установлено, что только использование модифицированного метода универсальных наклонов дает хорошие результаты прогнозирования; однако эта оценка проведена только для шести сталей.

Парк и Сонг [60] провели оценку всех предложенных до 1995 г. методов, используя при этом опубликованные в литературных источниках данные 138 материалов. Установлено, что оба оригинальных метода Мэнсона слишком консервативны при прогнозировании в области больших долговечностей и слегка неконсервативны в области малых долговечностей. И наоборот, метод Муралидхарана–Мэнсона слегка консервативен при малых долговечностях, однако при больших долговечностях он неконсервативен. Этот метод наряду с методом Боймеля–Зигера был отмечен как лучший оценочный метод. Парк и Сонг также утверждают, что метод Митчелла приводит к неконсервативному прогнозу во всем диапазоне долговечностей.

Расл и Фатеми [15], анализируя экспериментальные данные по статическим и циклическим свойствам 69 сталей, пришли к тому же выводу, что и в работе [60].

И наконец, Ким с соавторами [61] проанализировали все оценочные методы, базируясь на собственных результатах исследования статических и циклических характеристик восьми сталей, и обосновали, что лучшее про-

гнозирование долговечности получено по методам Боймеля–Зигера, Расла–Фатеми и Муралидхарана–Мэнсона. Кроме того, показано, что модифицированный метод четырехточечной корреляции Онга является неконсервативным, особенно для больших долговечностей.



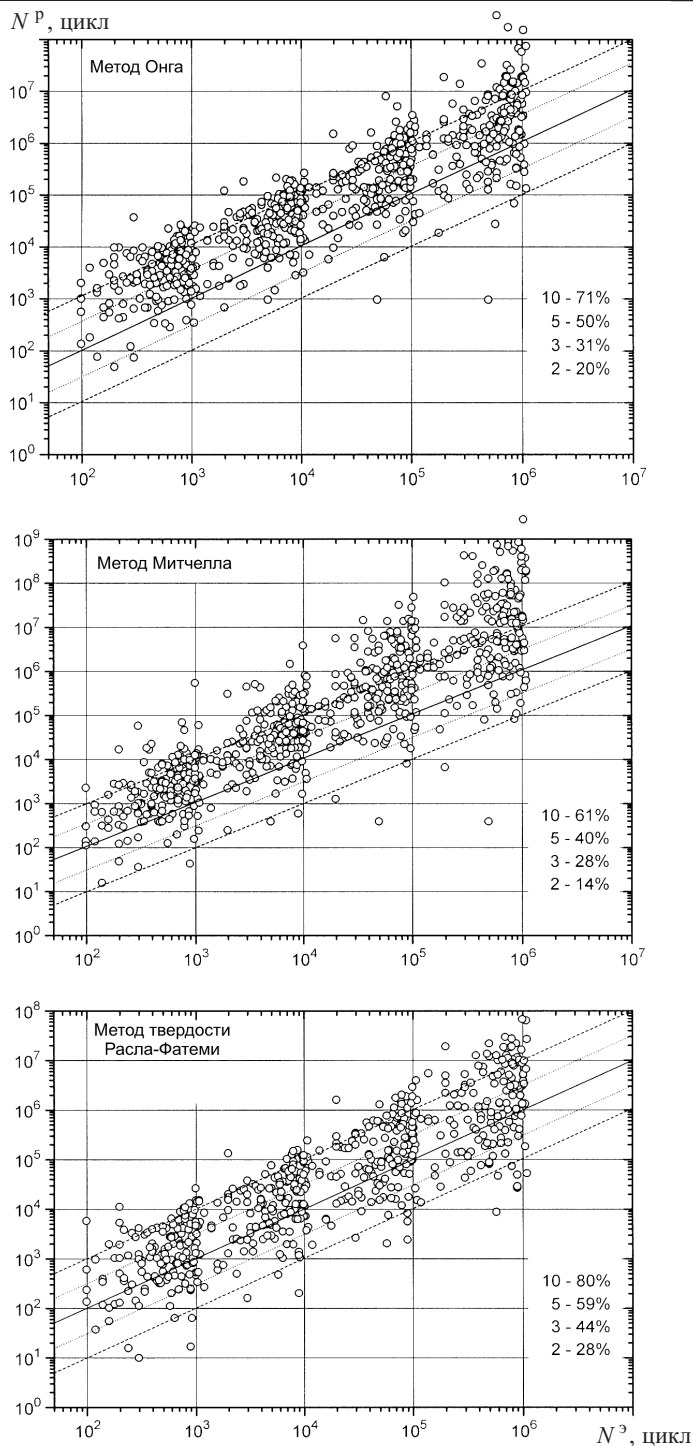


Рис. 7. Сравнение экспериментальных значений долговечностей с расчетными в соответствии с различными методами аппроксимации. (Сплошные линии соответствуют совпадению экспериментальных значений долговечностей с расчетными, штриховыми и штрихпунктирными линиями обозначены ограничения области десяти- и пятикратного отклонения экспериментальных значений долговечностей от расчетных соответственно. Области двух- и трехкратного отклонения долговечностей не показаны из-за насыщенности графиков.)

На рис. 7 представлены результаты сравнения экспериментальных и расчетных значений долговечностей в соответствии с различными методами аппроксимации с использованием экспериментальных данных, приведенных в работах [19–57].

Для характеристики рассеивания результатов сравнения экспериментальных значений долговечностей с расчетными согласно различным методам аппроксимации на рис. 7 приведено в процентном выражении количество данных сопоставления, соответствующее двух-, трех-, пяти- и десятикратному их отклонению.

Анализ представленных на рис. 7 данных показывает, что, как и в работе [16], наилучшие результаты прогнозирования долговечности для сталей получены по методу усредненных параметров. При использовании других оценочных методов удовлетворительные результаты прогнозирования получены по методу твердости Расла–Фатем и модифицированному методу универсальных наклонов Муралидхарана–Мэнсона. Однако и в этих случаях расчетные значения долговечностей существенно отличаются от экспериментальных. Значительное количество данных сопоставления находится в зоне более чем десятикратного отклонения экспериментальных значений долговечностей от расчетных.

Метод универсальных наклонов Мэнсона является слишком консервативным для сталей в области больших долговечностей (как показано и в работах [15, 16, 58, 60]) и совершенно неконсервативным в области малых долговечностей.

Методы Митчелла и Онга приводят к неконсервативному прогнозу во всем диапазоне долговечностей.

На основании вышеизложенного анализа можно заключить, что лучшие оценочные методы для сталей базируются на использовании постоянных значений коэффициента усталостной пластичности ($\varepsilon'_f = 0,45$), экспонент ($b = -0,09$, $c = -0,56$), а коэффициент усталостной прочности σ'_f принимается (прямо или косвенно) как линейная функция от предела прочности σ_B .

Выводы

1. Основываясь на представленных в литературных источниках экспериментальных данных исследования около 200 различных сталей, проведен сравнительный анализ экспериментальных значений параметров уравнения кривой усталости Басквина–Мэнсона–Коффина с рассчитанными в соответствии с традиционными методами их оценки, связывающими эти параметры с характеристиками механических свойств сталей.

2. Показано, что относительно лучшие результаты прогнозирования долговечности для сталей получены по методу усредненных параметров, методу твердости Расла–Фатем и модифицированному методу универсальных наклонов Муралидхарана–Мэнсона. Однако и в этих случаях имеет место существенное различие между расчетными и экспериментальными значениями долговечностей, полученными разными методами аппроксимации. Это объясняется прежде всего тем, что большинство методов базируются на постоянных значениях экспонент b и c .

Резюме

У літературних джерелах велика увага приділяється деформаційним кривим втоми, які описуються зазвичай рівнянням Басквіна–Менсона–Коффіна. Параметри цього рівняння зв'язані з параметрами рівняння Рамберга–Осгуда, що описує діаграму циклічного деформування. Відомо багато різних методів оцінки параметрів цих рівнянь на основі характеристик міцності і пластичності при статичному навантаженні. Більшість із методів ґрунтується на відносно невеликій кількості експериментальних даних. На основі експериментальних даних про характеристики міцності і пластичності при статичному і циклічному навантаженні близько 200 різних сталей, узятих із літературних джерел, проведено статистичний аналіз параметрів рівнянь Басквіна–Менсона–Коффіна і Рамберга–Осгуда відповідно до кожного з оцінюваних методів і показано переваги і недоліки їхнього визначення.

1. *Basquin O. H.* The exponential law of endurance tests // Proc. ASTM. – 1910. – **10**. – P. 625 – 630.
2. *Manson S. S.* Fatigue: a complex subject – some simple approximation // Exp. Mech. – 1965. – **5**. – P. 193 – 226.
3. *Coffin L. F.* A study of the effect of cyclic thermal stresses on a ductile metals // Trans. ASME. – 1954. – **76**. – P. 931 – 950.
4. *Morrow J. D.* Cyclic plastic strain energy and fatigue of metals. Internal friction, damping, and cyclic plasticity // ASTM STP 378. – Philadelphia (PA), 1965. – P. 45 – 87.
5. *Mitchell M. R.* Fundamentals of modern fatigue analysis for design / S. R. Lampman (Ed.). ASM Handbook. Materials Park: ASM International. – 1996. – P. 229 – 249.
6. *Ramberg W. and Osgood W. R.* Description of Stress–Strain Curves by Three Parameters // NASA Techn. Note No. 902. – 1943.
7. *Lukas P. and Klesnil M.* Cyclic stress-strain response and fatigue life of metals in low amplitude region // Mater. Sci. – 1973. – **11**. – P. 345 – 356.
8. *Циклические деформации и усталость металлов.* Т. 1 / Под ред. В. Т. Троценко. – Киев: Наук. думка, 1985. – 216 с.
9. *Nieslony A., Chalid el Dsoki, Kaufmann H., and Krug P.* New method for evaluation of the Manson–Coffin–Basquin and Ramberg–Osgood equations with respect to compatibility // Int. J. Fatigue. – 2008. – **30**. – P. 1967 – 1977.
10. *Raske D. T. and Morrow J. D.* Mechanics of materials in low cycle fatigue testing. Manual on low cycle fatigue testing // ASTM STP 465. – Philadelphia (PA), 1969. – P. 1 – 25.
11. *Mitchell M. R., Socie D. F., and Caulfield E. M.* Fundamentals of modern fatigue analysis // Fracture Control Program Report No. 26. – University of Illinois (USA), 1977. – P. 385 – 410.
12. *Muralidharan U. and Manson S. S.* A modified universal slopes equation for estimation of fatigue characteristics of metals // J. Eng. Mater. Tech. – 1988. – **110**. – P. 55 – 58.

13. *Bäumel J. A. and Seeger T.* Materials Data for Cyclic Loading – Supplement. – Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1990.
14. *Ong J. H.* An improved technique for the prediction of axial fatigue life from tensile data // *Int. J. Fatigue.* – 1993. – **15**, No. 3. – P. 213 – 219.
15. *Roessle M. L. and Fatemi A.* Strain-controlled fatigue properties of steels and some simple approximations // *Ibid.* – 2000. – **22**. – P. 495 – 511.
16. *Meggiolaro M. A. and Castro J. T. P.* Statistical evaluation of strain-life fatigue crack initiation predictions // *Ibid.* – 2004. – **26**. – P. 463 – 476.
17. *Meggiolaro M. A. and Castro J. T. P.* ViDa a visual damagemeter to automate the fatigue design under complex loading // *Braz. J. Mech. Sci. RBCM.* – 1998. – **20**, No. 4. – P. 666 – 685.
18. *Miranda A. C. O., Meggiolaro M. A., Castro J. T. P., et al.* Fatigue crack propagation under complex loading in arbitrary 2D geometries / A. A. Braun, P. C. McKeighan, and R. D. Lohr (Eds.). Applications of Automation Technology in Fatigue and Fracture Testing and Analysis. – ASTM STP 1411. – West Conshohocken (PA), 2002. – Vol. 4. – P. 120 – 146.
19. *Tanaka K., Nishijima S., Matsuoka T., et al.* Low- and high-cycle fatigue properties of various steels specified in JIS for machine structural use // *Fatigue Eng. Mater. Struct.* – 1981. – **4**, No. 4. – P. 97 – 108.
20. *Data Sheet on Low-Cycle Fatigue Properties of S25C (0.25C) Steel for Machine Structural Use* // *NRIM Fatigue Data Sheet.* – 1984. – No. 38. – 8 p.
21. *Data Sheet on Elastic Moduli of Steels* // *Ibid.* – 1994. – No. 83. – 28 p.
22. *Kim K. S., Chen X., Han C., and Lee H. W.* Estimation methods for fatigue properties of steels under axial and torsional loading // *Int. J. Fatigue.* – 2002. – **24**, No. 7. – P. 783 – 793.
23. *Data Sheet on Low-Cycle Fatigue Properties of S35C (0.35C) Steel for Machine Structural Use* // *NRIM Fatigue Data Sheet.* – 1984. – No. 39. – 18 p.
24. *Data Sheet on Low-Cycle Fatigue Properties of S45C (0.45C) Steel for Machine Structural Use* // *Ibid.* – 1985. – No. 44. – 18 p.
25. *Data Sheet on Low-Cycle Fatigue Properties of SCr440 (0.40C–1Cr) Steel for Machine Structural Use* // *Ibid.* – 1985. – No. 45. – 14 p.
26. *Subramanya Sarma V. and Padmanabhan K. A.* Low cycle fatigue behaviour of a medium carbon microalloyed steel // *Int. J. Fatigue.* – 1997. – **19**, No. 2. – P. 135 – 140.
27. *Hoffmeyer J., Doring R., Seeger T., and Vormwald M.* Deformation behaviour, short crack growth and fatigue lives under multiaxial nonproportional loading // *Ibid.* – 2006. – **28**, No. 6. – P. 508 – 520.
28. *Roessle M. L. and Fatemi A.* Strain-controlled fatigue properties of steels and some simple approximations // *Ibid.* – 2000. – **22**, No. 6. – P. 495 – 511.
29. *Sonsino C. M., Lagoda T., and Demofonti G.* Damage accumulation under variable amplitude loading of welded medium- and high-strength steels // *Ibid.* – 2004. – **26**, No. 5. – P. 487 – 495.

30. *Koh S. K. and Stephens R. I.* Mean stress effects on low cycle fatigue for a high strength steel // *Fatigue Fract. Eng. Mater. Struct.* – 1991. – **14**, No. 4. – P. 413 – 428.
31. *Polak J. and Klesnil M.* Cyclic plasticity and low cycle fatigue life in variable amplitude loading // *Fatigue Eng. Mater. Struct.* – 1979. – **1**, No. 1. – P. 123 – 133.
32. *Lukas P., Klesnil M., and Polak J.* Navaznost nizekocyklovych a vysokocyklovych unavovych charakteristik // *Kovove Materialy.* – 1980. – **18**, No. 1. – P. 94 – 103.
33. *Adib H., Gilgert J., and Pluvinage G.* Fatigue life duration prediction for welded spots by volumetric method // *Int. J. Fatigue.* – 2004. – **26**, No. 1. – P. 81 – 94.
34. *Guagliano M. and Vergani L.* Effect of crack closure on gear crack propagation // *Ibid.* – 2001. – **23**, No. 1. – P. 65 – 73.
35. *Lagoda T.* Energy models for fatigue life estimation under uniaxial random loading. Pt. II: Verification of the model // *Ibid.* – No. 6. – P. 481 – 489.
36. *Han C., Chen X., and Kim K. S.* Evaluation of multiaxial fatigue criteria under irregular loading // *Ibid.* – 2002. – **24**, No. 9. – P. 913 – 922.
37. *Vantiger T. R., Stephens R. I., and Karadag M.* The influence of high R ratio on notched fatigue behaviour of 1045 steel with three different heat treatments // *Ibid.* – No. 12. – P. 1275 – 1284.
38. *Fatemi A., Zeng Z., and Plaseied A.* Fatigue behavior and life predictions of notched specimens made of QT and forged microalloyed steels // *Ibid.* – 2004. – **26**, No. 6. – P. 663 – 672.
39. *Pals T. G. and Stephens R. I.* The influence of high R ratio on mild and sharp notched and unnotched fatigue behavior of 1045 steel with three different heat treatments // *Ibid.* – P. 651 – 661.
40. *McClafflin D. and Fatemi A.* Torsional deformation and fatigue of hardened steel including mean stress and stress gradient effects // *Ibid.* – No. 7. – P. 773 – 784.
41. *Kim K. S. and Park J. C.* Shear strain based multiaxial fatigue parameters applied to variable amplitude loading // *Ibid.* – 1999. – **21**, No. 5. – P. 475 – 483.
42. *Genel K.* Application of artificial neural network for predicting strain-life fatigue properties of steels on the basis of tensile tests // *Ibid.* – 2004. – **26**, No. 10. – P. 1027 – 1035.
43. *SAE Society of Automotive Engineering* // *Technical Report on Fatigue Properties.* – SAE J1099, 1975.
44. *Chakraborti P. C. and Mitra M. K.* Microstructural response on the room temperature low cycle fatigue behaviour of two high strength duplex ferrite-martensite steels and a normalised ferrite-pearlite steel // *Int. J. Fatigue.* – 2006. – **28**, No. 3. – P. 194 – 202.
45. *Ying-Yu Wang and Wei-Xing Yao.* A multiaxial fatigue criterion for various metallic materials under proportional and nonproportional loading // *Ibid.* – No. 4. – P. 401 – 408.

46. *Li B., Reis L., and De Freitas M.* Simulation of cyclic stress/strain evolutions for multiaxial fatigue life prediction // *Ibid.* – No. 5-6. – P. 451 – 458.
47. *Abdullah S., Choi J. C., Giacomini J. A., and Yates J. R.* Bump extraction algorithm for amplitude fatigue loading // *Ibid.* – No. 7. – P. 675 – 691.
48. *Verleene A., Vogt J.-B., Serre I., and Legris A.* Low cycle fatigue behaviour of T91 martensitic steel at 300°C in air and in liquid lead bismuth eutectic // *Ibid.* – No. 8. – P. 843 – 851.
49. *Karadag M. and Stephens R. I.* The influence of high *R* ratio on unnotched fatigue behavior of 1045 steel with three different heat treatments // *Ibid.* – 2003. – **25**, No. 3. – P. 191 – 200.
50. *Lee B. L., Kim K. S., and Nam K. M.* Fatigue analysis under variable amplitude loading using an energy parameter // *Ibid.* – No. 7. – P. 621 – 631.
51. *Bellett D., Taylor D., Marco S., et al.* The fatigue behaviour of three-dimensional stress concentrations // *Ibid.* – 2005. – **27**, No. 3. – P. 207 – 221.
52. *Chakraborti P. C. and Mitra M. K.* Room temperature low cycle fatigue behaviour of two high strength lamellar duplex ferrite-martensite (DFM) steels // *Ibid.* – No. 5. – P. 511 – 518.
53. *Jen Yi-Ming and Wang Wei-Wei.* Crack initiation life prediction for solid cylinders with transverse circular holes under in-phase and out-of-phase multiaxial loading // *Ibid.* – P. 527 – 539.
54. *Noroozi A. H., Glinka G., and Lambert S.* A two parameter driving force for fatigue crack growth analysis // *Ibid.* – No. 10-12. – P. 1277 – 1296.
55. *Lieurade H.-P. and Maillard-Salin C.* Low-cycle fatigue behavior of welded joints in high strength steels, low-cycle fatigue and life prediction // ASTM STP 770 / C. Amzallag, B. N. Leis, and P. Rabbe (Eds.). – 1982. – P. 311 – 336.
56. *Truchon M.* Application of low-cycle fatigue test results to crack initiation from notches, low-cycle fatigue and life prediction // ASTM STP 770 / C. Amzallag, B. N. Lies, and P. Rabbe (Eds.). – 1982. – P. 254 – 268.
57. *Троценко В. Т., Лепихин П. П., Хамаза Л. А., Бабич Ю. Н.* Автоматизированный банк данных “Прочность материалов” // *Пробл. прочности.* – 2009. – № 3. – С. 5 – 13.
58. *Ong J. H.* An evaluation of existing methods for the prediction of axial fatigue life from tensile data // *Int. J. Fatigue.* – 1993. – **15**, No. 1. – P. 13 – 19.
59. *Brennan F. P.* The use of approximate strain-life-fatigue crack initiation predictions // *Ibid.* – 1994. – **16**. – P. 351 – 356.
60. *Park J. H. and Song J. H.* Detailed evaluation of methods for estimation of fatigue properties // *Ibid.* – 1995. – **17**, No. 5. – P. 365 – 373.
61. *Kim K. S., Chen X., Han C., and Lee H. W.* Estimation methods for fatigue properties of steels under axial and torsional loading // *Ibid.* – 2002. – **24**. – P. 783 – 793.

Поступила 06. 04. 2009