

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ НАТУРНЫХ ИСПЫТАНИЙ РАСТЯГИВАЕМЫХ ПЛОСКИХ ОБРАЗЦОВ ПРИ ПОЛЗУЧЕСТИ

В.В. Терауд

В работе проанализированы экспериментальные значения некоторых параметров, полученных при испытании плоских образцов в условиях высокотемпературной ползучести: времен деформирования материала до разрушения, длин образцов при разрушении и др. Особое внимание уделяется временам появления в образце шейки, полученным с использованием различных критериев. Показано, что зависимость времени локализации от времени до разрушения имеет линейный характер практически при всех значениях параметров. Приведены результаты статистической обработки данных, построены распределения этих величин в интервале плюс-минус три сигма. Основная часть всех выборок попадает в интервал от минус сигма до двух сигм. Используются нормальное и логнормальное распределения для описания экспериментальных распределений. Показано, что данные лучше описываются логнормальным распределением.

Ключевые слова: эксперименты, ползучесть, высокая температура, плоский образец, локализация деформаций, шейка, статистика, логнормальное распределение.

STATISTICAL ANALYSIS OF THE FULL-SCALE TESTS RESULTS OF STRETCHING FLAT SPECIMENS UNDER CREEP

W.V. Teraud

The experimental values of some parameters obtained during testing of flat specimens under high-temperature creep are considered: the time life to the fracture, the lengths of specimens of the fracture, etc. Particular attention is paid to the times of the necking, obtained using various criteria. It is shown that dependence the necking time from time to failure is linear in almost all values of the parameters. The results of statistical data processing are presented, a distributions of these quantities are constructed in the plus-minus three sigma interval. Most of the samples fall within the interval from minus sigma to two sigma. The normal and lognormal distributions are used to describe the experimental distributions. It is shown that the data are better described by the lognormal distribution.

Keywords: experiments, creep, high temperature, flat specimen, deformation localization, necking, statistic, lognormal distribution.

Введение

При интерпретировании результатов испытаний на ползучесть до разрушения образцов постоянного сечения при постоянном растягивающем напряжении σ и постоянной температуре T можно рассмотреть два подхода.

Один из них основан на учете исходной микроструктурной неоднородности материала по длине образца, в некоторых сечениях образец имеет ослабления. В процессе растяжения до некоторого значения времени t эти изменения настолько малы, что их трудно измерить обычными приборами. Тот момент времени

τ , при котором отличие размеров какого-либо поперечного сечения относительно соседних можно измерить обычными приборами, принято считать моментом появления шейки. Согласно второму подходу предполагается, что при $0 \leq t < \tau$ площадь поперечного сечения образца не зависит от продольной координаты образца, и только в момент времени $t = \tau$ в одном из сечений появляется шейка. В данной работе интерпретация результатов экспериментального исследования шейкообразования проводится с использованием этого подхода.

В настоящее время известно много критериев, описывающих момент начала стадии неравномерного деформирования. Эти критерии могут быть силовыми [1, 2], деформационными [3, 4], временными и др. Однако в большинстве работ не учитывается естественный разброс кривых ползучести [5–7].

Так, в работе [5] при описании разброса кривых ползучести предложено использовать статистический подход, при котором каждую константу используемой модели целесообразно рассматривать как случайную величину со своей плотностью распределения, причем изменение этой величины без объяснений принимается в степенном виде. Для обоснованного определения времени до разрушения в работе [6] построена вероятностная модель длительной прочности на основе статистической обработки экспериментальных данных. Авторы работы [7] статистически установили существование взаимосвязи между пределами прочности и текучести при упрочнении материала и практически полное отсутствие такой связи при разупрочнении.

Целью данной работы является проведение статистического исследования экспериментальных данных, полученных в работе [8], о деформировании плоских образцов прямоугольного поперечного сечения, и на основе этого исследования найти статистически верные критерии определения момента образования шейки.

Постановка и проведение экспериментов

Эксперименты проводились на образцах прямоугольного поперечного сечения из сплава Д16Т, химический состав которого приведен в таблице 1. Образцы были изготовлены в соответствии с ГОСТ 9651-84, ISO 783-89 из одного листа. Размеры рабочей части всех образцов были следующие: длина $l_0 = 44$ мм, ширина $w_0 = 9$ мм, толщина $h_0 = 1,3$ мм. Напряжения σ_0 в начальный момент времени в различных испытаниях (1–23) принимали следующие значения: $\sigma_{0,1} = 25,8$ МПа, $\sigma_{0,2} = 16,3$ МПа, $\sigma_{0,3} = 12,4$ МПа, $\sigma_{0,4} = 10$ МПа (здесь нижний индекс 0 обозначает начальное напряжение, как это принято, а вторая цифра обозначает порядковый номер начального напряжения). Было проведено 23 ис-

пытания с записью продольных и поперечных перемещений рабочих частей образцов во времени. При каждом значении начального растягивающего напряжения испытания проводились для различного количества образцов n_m : шесть образцов ($n_1 = 6$) при $\sigma_{0,1}$, семь ($n_2 = 7$) при $\sigma_{0,2}$, семь ($n_3 = 7$) при $\sigma_{0,3}$ и три ($n_4 = 3$) при $\sigma_{0,4}$. Здесь и далее переменная $m = 1, \dots, 4$ описывает перечисление групп экспериментов, различающихся начальным напряжением $\sigma_{0,m}$. Для группы $m = 4$ расчет распределения не производился вследствие малого числа выборки.

В каждом эксперименте определялись различные величины, в частности, время до разрушения t^* и длина рабочей части при разрушении l^* , а также вычислялись времена появления локализации деформаций τ_{31} и τ_5 [8]. Все особенности проведенных экспериментов подробно освещены в работе [8], значения τ_{31} и τ_5 для всех проведенных экспериментов приведены в таблице 2. Символом «>» обозначена ситуация, при которой критерий показал наличие шейки при $t = 0$.

Время локализации τ_{31} (время образования шейки) определялось из условия $\Omega_{31}(\tau_{31}) = 1$ по формуле, предложенной в работе [8]:

$$\Omega_{31}(t) = H \left[\Delta w^0(t) - \min_y (\Delta w(t, y)) - k_{31} \right], \quad (1)$$

где $H[\dots]$ – функция Хэвисайда; $\Delta w(t, y) = w(t, y) - w(0, y)$ – изменение ширины образца во времени t ; $w(0, y)$ – значение ширины образца вдоль рабочей части при $t = 0$; $w^0(t) = w_0 \sqrt{l_0 / l(t)}$ – ширина мнимого образца, деформирующегося по тому же закону изменения длины $l(t)$, но сохраняющего однородную деформацию всей рабочей области в процессе всего растяжения; k_{31} – параметр.

Время локализации τ_5 определяется из условия $\Omega_5(\tau_5) = 1$:

$$\Omega_5(t) = H \left[\sigma_3(t) - \sigma^0(t) - k_5 \right], \quad (2)$$

где $\sigma_3(t) = \sigma_0 \cdot \frac{w_0 \cdot h_0}{w_{\min}(t) \cdot h_{\min}(t)}$ – значение на-

пряжения в минимальном сечении с шириной $w_{\min}(t)$ и толщиной $h_{\min}(t)$, k_5 – параметр; $\sigma^0(t)$ – напряжение в однородно деформирующемся образце.

Таблица 1

Химический состав образцов, %

Fe	Si	Mn	Cr	Ti	Cu	Mg	Zn	Остальные
< 0,5	< 0,5	0,3 – 0,9	< 0,1	< 0,15	3,8 – 4,9	1,2 – 1,8	< 0,25	0,15

Начальное напряжение, время до разрушения, длина рабочей части при разрушении и значения времени образования шейки по различным критериям

№ эксперимента	σ_0 , МПа	t^* , с	l^* , мм	τ_{31} , с, при $k_{31} = 0,1$ мм	τ_{31} , с, при $k_{31} = 0,2$ мм	τ_5 , с, при $k_5 = 0,3$ МПа	τ_5 , с, при $k_5 = 1,4$ МПа
1	25,8	553	58,9	476	514	342	488
2	25,8	802	57,9	>	514	331	619
3	25,8	495	61,9	453	468	393	446
4	25,8	625	59,5	542	563	393	524
5	25,8	879	61,4	850	865	483	804
6	25,8	629	60,2	567	583	298	524
7	16,3	4522	55,4	3826	4114	2512	3930
8	16,3	4537	59,9	4399	4443	2782	4127
9	16,3	3455	56,6	3358	3439	2695	3358
10	16,3	3500	52,1	3067	3219	1635	2959
11	16,3	4629	52,0	4398	4507	1866	3902
12	16,3	5415	57,5	5221	5273	2685	4698
13	16,3	4081	54,0	3802	3910	2217	3543
14	12,4	6972	51,9	6668	6772	3657	6428
15	12,4	5439	51,0	4463	5022	2176	4690
16	12,4	7759	51,0	7105	7481	3188	6834
17	12,4	5139	55,7	4956	5009	3106	4730
18	12,4	12331	53,3	12125	12125	7492	11672
19	12,4	9349	53,3	9088	9156	5350	8434
20	12,4	14484	53,5	14102	14221	12245	13974
21	10,0	26716	56,6	26332	26521	22145	25974
22	10,0	33941	58,6	33576	33701	27541	32962
23	10,0	19476	54,8	18934	19242	19114	16323

Отметим физический смысл параметров k_i – это чувствительность критерия к размерам шейки, при которой она будет замечена по данному критерию. Измеряемые экспериментальные данные имеют разброс в значениях, поэтому, с одной стороны, важно выбирать величину k_i минимальной, чтобы как можно раньше заметить образование шейки, но, с другой стороны, не попасть в разброс экспериментальных данных.

Анализ результатов

Экспериментальное измерение времени появления шейки τ в процессе высокотемпературного испытания представляет большую сложность [8, 9]. Поэтому становится актуальным построение простых математических моделей, описывающих момент локализации деформаций ползучести. Для этого на основе экспериментальных данных необходимо, прежде всего, выделить закономерности, связанные с моментом локализации, и затем построить математические модели.

Особенности времени локализации. Рассмотрим зависимость моментов локализации $\tau_5(t^*)$ и $\tau_{31}(t^*)$ от времени до разрушения образца t^* .

На рисунке 1 представлены результаты анализа экспериментальных данных при

двух значениях параметра k_5 ($k_5 = 1,4$ МПа и $k_5 = 0,3$ МПа) и одном значении k_{31} ($k_{31} = 0,2$ мм). Анализ показывает, что зависимости $\tau_5(t^*)$ и $\tau_{31}(t^*)$ имеют линейный характер при $k_5 = 1,4$ МПа и $k_{31} = 0,2$ мм. Для зависимости $\tau_5(t^*)$ при значении параметра $k_5 = 1,4$ МПа построена аппроксимирующая прямая линия с использованием метода наименьших квадратов (сплошная линия на рис. 1).

Зависимость $\tau_5(t^*)$ при $k_5 = 0,3$ МПа при относительно больших напряжениях ($\sigma_{0,1} = 25,8$ МПа и $\sigma_{0,2} = 16,3$ МПа) не может быть описана линейной функцией. Возможно, это является следствием влияния скорости деформации, и эта особенность экспериментальных данных может быть объяснена тем обстоятельством, что при высоком напряжении разрушение материала происходит достаточно быстро, при этом не успевает израсходоваться полный запас прочности.

Построение таких зависимостей помогает исключить ошибочные точки. Приняв, что зависимость $\tau_5(t^*)$ является линейной, можно заключить, что одна из точек на рис. 1, а ($\tau(802 \text{ с}) = 514 \text{ с}$), по-видимому, имеет исходный дефект структуры, поэтому ее следует ис-

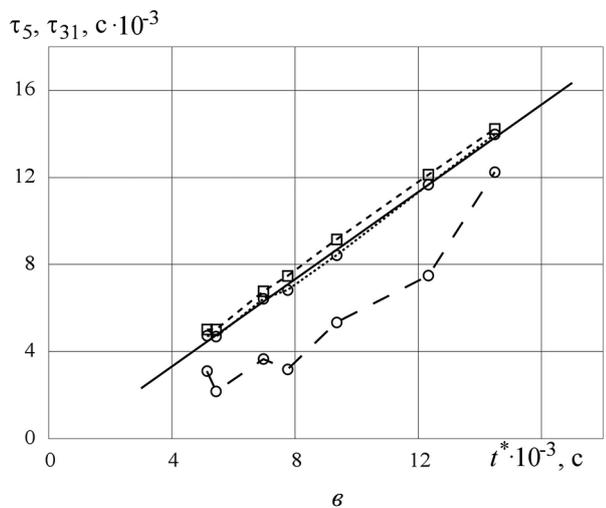
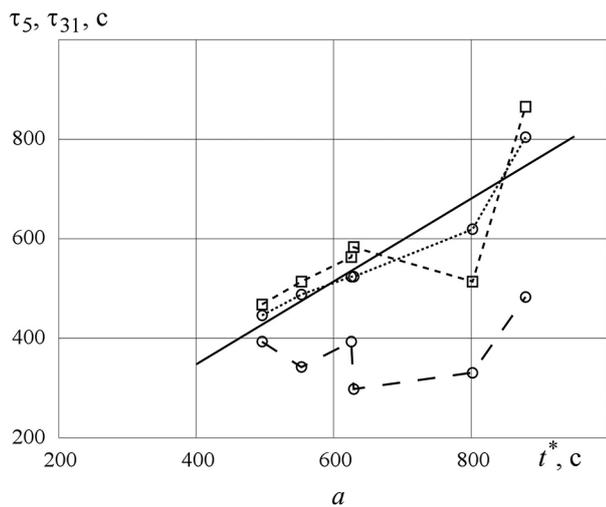
ключить из рассмотрения. Заметим, что при рассмотрении более низкого начального растягивающего напряжения ($m = 3$ и $m = 4$) линейный характер зависимости $\tau_5(t^*)$ становится практически идеальным.

Статистическая обработка. Для каждой измеренной/вычисленной величины $z = \{t^*, l^*, \tau_{31}, \tau_5\}$ в каждой m -группе вычислялись математическое ожидание и значение среднеквадратичного отклонения:

$$\mu^{(m)}(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_m} (z_i^{(m)}),$$

$$\sigma^{(m)}(z) = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_m} (z_i^{(m)} - \mu^{(m)})^2}.$$

Далее для упрощения верхний индекс m опущен везде, где это не приводит к неверному толкованию. В соответствии с правилом трех сигм строились семь интервалов в диапазоне $I = (\mu - 7/2 \cdot \sigma; \mu + 7/2 \cdot \sigma)$ с шагом σ :



$I_{-3} = (\mu - 7/2 \cdot \sigma; \mu - 5/2 \cdot \sigma)$ – интервал « -3σ »,
 $I_{-2} = (\mu - 5/2 \cdot \sigma; \mu - 3/2 \cdot \sigma)$ – интервал « -2σ »
и т.д.

Для каждого из интервалов I_j ($j = -3, -2, \dots, 3$) вычислялось количество попаданий $N^{(m)}(z, I_j)$ рассматриваемой величины z в этот интервал I_j . Здесь и далее переменная j характеризует перечисление различных интервалов в одной группе m . В данной работе применяются распределение Гаусса [10] (обозначено *Norm*) и логнормальное распределение [11] (обозначено *LogNorm*) для аппроксимации полученных экспериментальных распределений. Логнормальное распределение используется в следующем виде:

$$\text{LogNorm}(x) = \frac{C}{(x - x_0)\sigma\sqrt{2\pi}} \times \exp\left(-\frac{(\ln(x - x_0) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right), \quad (3)$$

где C, x_0, σ, μ – константы.

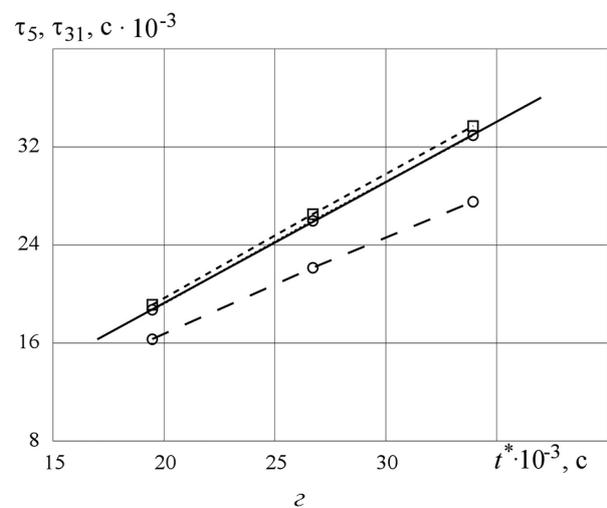
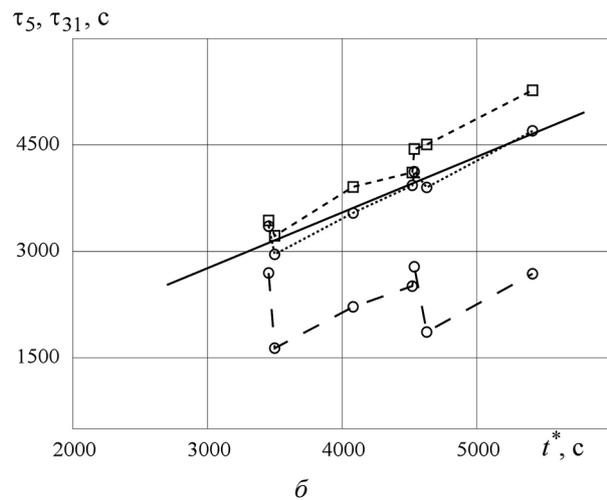


Рис. 1. Зависимости времени появления шейки от времени до разрушения $\tau_5(t^*)$ и $\tau_{31}(t^*)$:
 $a - m = 1$; $б - m = 2$; $в - m = 3$; $г - m = 4$; $\dots \circ \dots k_s = 1,4$ МПа; $\text{---} \circ \text{---} k_s = 0,3$ МПа;
 $\text{---} \square \text{---} k_{31} = 0,2$ мм; сплошная линия – линейная аппроксимация

Распределение значений времени до разрушения $N^{(m)}(t^*, I)$ и длин рабочей части образца при разрушении $N^{(m)}(l^*, I)$ для напряжений $\sigma_{0,2}$ и $\sigma_{0,3}$ показано на рис. 2, а и рис. 2, б соответственно. Дополнительно показаны значения нормального распределения [10], умноженного на масштабный коэффициент

$$C^{(m)} = \frac{n_m}{\sum_j Norm(j)}$$

Здесь и далее запись $Norm(j)$ означает значение нормального распределения в точке $(\mu^{(m)} + j \cdot \sigma^{(m)})$ с параметрами $\mu^{(m)}, \sigma^{(m)}$:

$$Norm(j) = Norm(\mu^{(m)}, \sigma^{(m)}, \mu^{(m)} + j \cdot \sigma^{(m)}).$$

Это сделано для возможности сравнения $N^{(m)}(z, I_j)$ и $Norm(j)$ в каждом интервале I_j , так как обеспечивается равенство

$$\sum_{j=1}^{n_m} N^{(m)}(z, I_j) = C^{(m)} \cdot \sum_j Norm(j).$$

Из рисунка 2 следует, что распределения этих величин не подчиняются нормальному закону. Для $m = 1$ и $m = 2$ (см. рис. 2, а) равенство $N^{(m)}(t^*, I_j) = N^{(m)}(l^*, I_j)$ выполняется для любого j , но для $m = 3$ (см. рис. 2, б) и $m = 4$ оно не выполняется. По-видимому, данная закономерность является следствием высокой скорости деформирования образцов при $m = 1$ и $m = 2$, при которой основной характер разрушения – спонтанный, а для $m = 3$ и $m = 4$ – рассеянное накопление повреждений. Также стоит заметить, что для всех значений m экспериментальные данные попали в отрезок $[\mu - \sigma; \mu + 2\sigma]$, т.е. имеют разброс не более $\pm 2\sigma$, причем разброс преимущественно в сторону увеличения величины z .

Следует отметить, что малые количества экспериментальных выборок (небольшие значения n_m) негативно сказывается на точности. Однако, вычислив соответствующие распределения $N^{(m)}(z, I_j)$ для каждого m , построим суммарное распределение по всем испытаниям как

$$N^{sum}(z, I_j) = \sum_m N^{(m)}(z, I_j).$$

Заметим, что величина $N^{(sum)}(z, I_j)$ не является распределением по всем экспериментальным данным, она показывает осредненное распределение по всем группам экспериментов. Выборки $N^{(sum)}(z, I_j)$ показаны на рис. 3. Из работы [12] можно заключить, что полученные распределения одноименные, поэтому можно использовать только одну функцию. Для имеющихся данных наилучшей (минимальное среднеквадратическое отклонение) аппроксимацией является логнормальное распределение, показанное сплошной линией, с параметрами: $C = 10,08$; $x_0 = 0,4$; $\sigma = 0,504$; $\mu = 0,054$.

Стоит отметить работу [13], в которой были опубликованы результаты 298 экспериментов для образцов из двух алюминиевых сплавов, в том числе из сплава Д16Т, используемого и в данной работе. Авторами работы [13] построены распределения деформаций образцов при различной длительности испытаний, которые аппроксимированы нормальным распределением. Из приводимых диаграмм можно заключить, что, аппроксимируя их логнормальным распределением вместо нормального, можно получить меньшую ошибку аппроксимации. Основываясь на большом числе проведенных в работе [13] экспериментов, можно заключить о целесообразности примене-

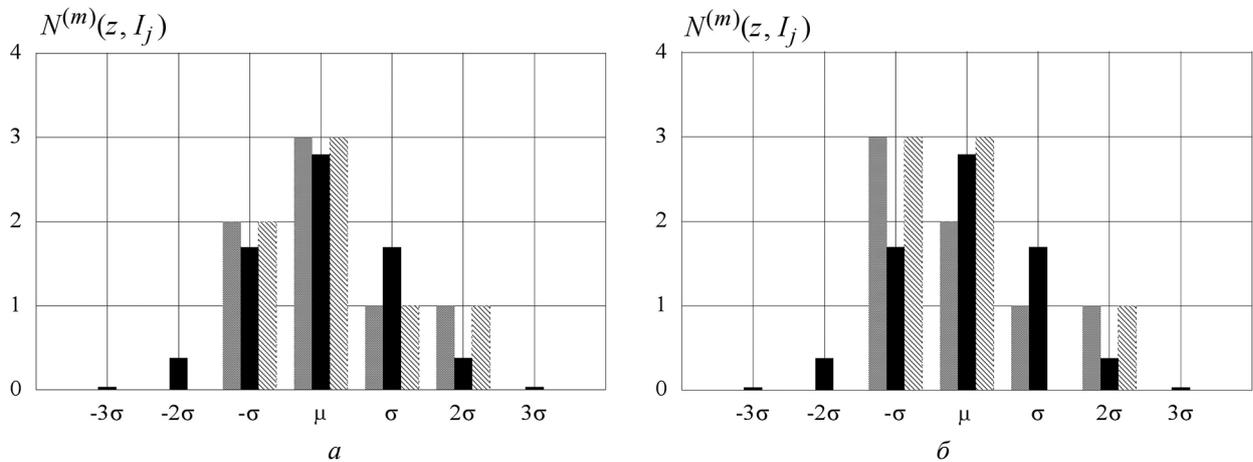


Рис. 2. Распределения времен разрушения t^* (шaded) и длин рабочей части при разрушении l^* (dotted), а также распределение $Norm(j)$ (solid black)

ния логнормального распределения при аппроксимации.

По эмпирическому правилу Стерджеса ($n = 1 + [\log_2 N]$) [14] для данной выборки в качестве оптимального количества интервалов следует использовать пять. Поэтому с учетом того, что экспериментальная выборка полностью укладывается в диапазон $\pm 2\sigma$, условие оптимального количества интервалов по Стерджесу выполнено.

Аналогичным образом построенные по тем же правилам распределения $N^{(m)}(\tau_5, I_j)$, $N^{(m)}(\tau_{31}, I_j)$ и суммарные распределения $N^{(sum)}(\tau_5, I_j)$, $N^{(sum)}(\tau_{31}, I_j)$ приведены на рис. 4. Там же приведены аппроксимирующие логнормальные кривые, построенные методом наименьших квадратов для значения $(N^{(sum)}(\tau_5, I_j) + N^{(sum)}(\tau_{31}, I_j))/2$. Аппроксимирующая кривая, изображенная сплошной линией, для значений параметров $k_{31} = 0,1$ и $k_5 = 0,3$ построена для следующих констант логнормального распределения: $C = 10,57$; $x_0 = 0,25$; $\sigma = 0,566$; $\mu = 0,156$. Аппроксимирующая кривая, изображенная пунктирной линией, для $k_{31} = 0,2$ мм и $k_5 = 1,4$ МПа построена для таких констант: $C = 9,65$; $x_0 = 0$; $\sigma = 0,338$; $\mu = 0,35$. На рисунке 4 приведены значения ошибки аппроксимации R^2 : для малых значений параметров k аппроксимация происходит с меньшей ошибкой. Можно видеть, что основная часть выборки попадает в интервал $\pm 2\sigma$, что свидетельствует о малой степени случайности в полученных данных и о качестве предложенных критериев (1) и (2). Общая логнормальная форма полученного распределения совпадает с полученной формой выборки работы [13], в которой число экспериментов достаточно велико, что позволяет заключить о статистической обоснованности.

Предполагая, что при большом числе экспериментов распределения $N^{(sum)}(\tau_5, I_j)$ и $N^{(sum)}(\tau_{31}, I_j)$ должны стремиться к их аппроксимирующим кривым, можно определить, какова средне-статистическая ошибка имеется в исходных данных τ . Заметим, что для верхней кривой на рис. 4 величина

$$\frac{\int_{-2\sigma}^{2\sigma} \text{LogNorm}^{(sum)}(z) dz}{\int_{-\infty}^{\infty} \text{LogNorm}^{(sum)}(z) dz} \cdot 100 \% = 99 \%$$

представляет процентную часть экспериментов, попавших в интервал $(-2\sigma, 2\sigma)$. Поэтому, например для $m = 1$ ($\mu = 587$, $\sigma = 129$) получа-

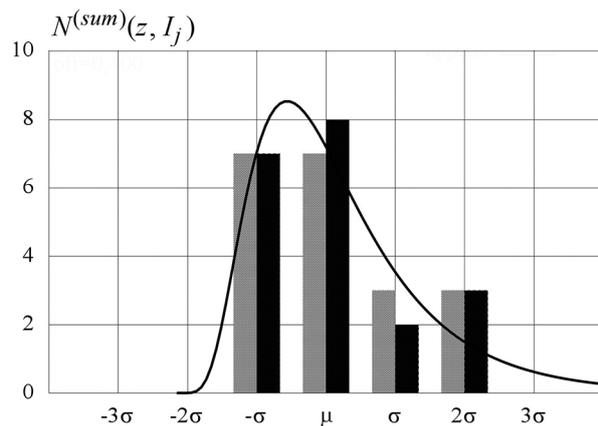


Рис. 3. Суммарные выборки $N^{(sum)}(z, I_j)$ для времен разрушения t^* (штрихованная) и длин рабочей части при разрушении l^* (черная), а также аппроксимирующая логнормальная кривая (сплошная линия)

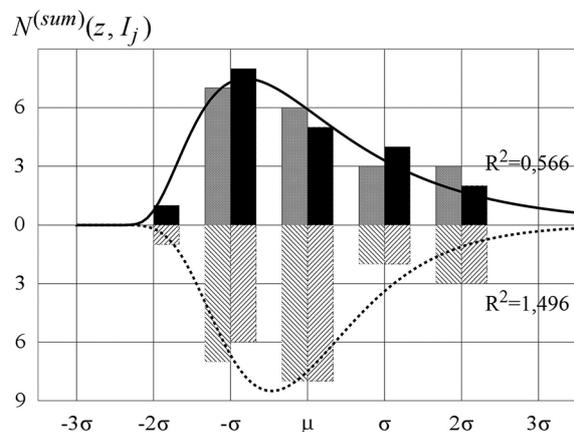


Рис. 4. Суммарные выборки $N^{(sum)}(\tau_5, I_j)$ и $N^{(sum)}(\tau_{31}, I_j)$ для времен локализации при: штрихованная – $k_{31} = 0,1$; черная – $k_5 = 0,3$; диагональная – $k_{31} = 0,2$; крестовая – $k_5 = 1,4$; сплошная и пунктирная линии – аппроксимирующие кривые

ем, что для 99 % экспериментов в одной группе времена появления шейки отличаются не более чем на ± 22 %. Аналогичные вычисления для $m = 2$ ($\mu = 4129$, $\sigma = 643$) позволяют получить ± 16 %, для $m = 3$ ($\mu = 8540$; $\sigma = 3264$) получаем ± 38 %. Следует отметить, что столь высокий разброс в данных обусловлен самим явлением ползучести, в которой разброс в 200–300 % в значениях времен до разрушения является обычной ситуацией [15].

Заключение

Приведены результаты экспериментального исследования локализации деформаций ползучести в плоских образцах из алюминиевого сплава Д16Т при температуре 400 °С. Испыта-

ния в широком диапазоне растягивающих напряжений показали, что зависимость времени локализации от времени до разрушения можно аппроксимировать линейной зависимостью для большинства значений параметров. С понижением начального растягивающего напряжения дисперсия экспериментальных значений относительно аппроксимирующей прямой уменьшается. Анализ экспериментальных данных показал, что гистограммы распределений времен до разрушения и длин образцов при разрушении совпадают для больших значений растягивающего напряжения, для малых начальных напряжений эта зависимость не выполняется. Эти распределения не являются нормальными. Построенные суммарные распределения времен локализации деформации ползучести в образцах хорошо описываются логнормальным распределением.

Автор выражает благодарность д.ф.-м.н., профессору А.М. Локощенко за полезные советы и Н.Е. Валисовскому за помощь в обработке экспериментальных данных.

Список литературы

1. Hora P., Tong L., Reissner J. A prediction method for ductile sheet metal failure in FE-simulation // NUMISHEET'96 Conference. Dearborn, Michigan. USA. 1996. P. 252–256.
2. Michel B., Patrice C. Predictions of necking with analytical criteria and comparisons with experimental // Materials Processing and Design. Modeling, Simulation and Applications. NUMIFORM'07. 2007. Vol. 908. P. 81–86.
3. Wilshire B., Burt H. Long-term creep design data for forged 1Cr–1Mo–0.25V steel // Strength, Fracture and Complexity. 2006. No. 4. P. 65–73.
4. Malygin G. Influence of the grain size on the resistance of micro and nanocrystalline metals against the neck like localization of plastic deformation // Physics of the Solid State. 2011. Vol. 53. No. 2. P. 363–368.
5. Веклич Н.А. Теоретико-вероятностное моделирование процесса ползучести образцов при одноосном растяжении // Проблемы прочности. 2013. № 2. С. 80–90.
6. Дояр И.А., Пошивалов В.П. Вариант вероятностной оценки времени до разрушения при ползучести // Техническая механика. 2013. № 2. С. 99–108.
7. Кривенюк В.В., Усков Е.И., Будинский В.Р. О взаимосвязи характеристик деформирования и прочности при кратковременном растяжении жаропрочных материалов // Проблемы прочности. 2003. № 5. С. 71–79.
8. Терауд В.В. Экспериментальные критерии образования локализации деформаций ползучести в прямоугольных образцах при высокой температуре // Вестник машиностроения. 2017. № 7 (в печати).
9. Локощенко А.М., Терауд В.В. Исследование методом фоторегистрации локализации деформации в цилиндрических образцах при высокотемпературной ползучести // Деформация и разрушение материалов. 2013. № 11 (№ 289/2013). С. 43–46.
10. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. 10-е изд., стер. М.: «Академия», 2005. – 576 с.
11. Википедия. Логнормальное распределение. Режим доступа: https://ru.wikipedia.org/wiki/Логнормальное_распределение. Дата обращения 17.03.2017.
12. Горошко А.В., Ройзман В.П. Представление и обработка статистических данных, не подчиняющихся унимодальным законам распределения // Машиностроение и инженерное образование. 2013. № 3. С. 60–66.
13. Кузнецов А.П., Трубий В.А. Исследование разброса кривых ползучести // ПМТФ. 1972. № 5. С. 188–192.
14. Википедия. Правило Стерджеса. Режим доступа: https://ru.wikipedia.org/wiki/Правило_Стерджеса. Дата обращения 17.03.2017.
15. Кузнецов А.П. Разброс кривых ползучести для сплавов Д16Т и Амг6 // Проблемы прочности. 1976. № 6. С. 86–87.

Материал поступил в редакцию 10.03.2017

**ТЕРАУД
Валентин Викторович**

E-mail: ldrwww@gmail.com
Тел.: (495) 939-52-78

Кандидат технических наук, старший научный сотрудник НИИ механики МГУ им. М.В. Ломоносова. Сфера научных интересов: технологические процессы, осуществляемые в условиях высокотемпературной ползучести. Автор более 50 научных работ.