МЕЖГОСУДАРСТВЕННЫЙ СОВЕТ ПО СТАНДАРТИЗАЦИИ, МЕТРОЛОГИИ И СЕРТИФИКАЦИИ
(МГС)

INTERSTATE COUNCIL FOR STANDARDIZATION, METROLOGY AND CERTIFICATION
(ISC)

МЕЖГОСУДАРСТВЕННЫЙ СТАНДАРТ

ГОСТ 32298—2013 (EN 12603:2002)

СТЕКЛО И ИЗДЕЛИЯ ИЗ НЕГО

Порядок определения критерия согласия и доверительных интервалов по распределению Вейбулла для значений прочности стекла

(EN 12603:2002, MOD)

Издание официальное

Москва
Стандартинформ
2015

Предисловие

Цели, основные принципы и основной порядок проведения работ по межгосударственной стандартизации установлены ГОСТ 1.0–92 «Межгосударственная система стандартизации. Основные положения» и ГОСТ 1.2–2009 «Межгосударственная система стандартизации. Стандарты межгосударственные, правила и рекомендации по межгосударственной стандартизации. Порядок разработки, принятия, применения, обновления и отмены»

Сведения о стандарте

1 ПОДГОТОВЛЕН Открытым акционерным обществом «Институт стекла» на основе собственного аутентичного перевода на русский язык стандарта, указанного в пункте 5

2 ВНЕСЕН Федеральным агентством по техническому регулированию и метрологии

3 ПРИНЯТ Межгосударственным советом по стандартизации, метрологии и сертификации (протокол от 28 августа 2013 г. № 58-П)

За принятие проголосовали:

Краткое наименование страны по МК (ИСО 3166) 004–97	Код страны по МК (ИСО 3166) 004–97	Сокращенное наименование национального органа по стандартизации
Армения	AM	Минэкономики Республики Армения
Беларусь	BY	Госстандарт Республики Беларусь
Киргизия	KG	Кыргызстандарт
Молдова	MD	Молдова-Стандарт
Россия	RU	Росстандарт
Таджикистан	TJ	Таджикстандарт
Узбекистан	UZ	Узстандарт

4 Приказом Федерального агентства по техническому регулированию и метрологии от 08 ноября 2013 № 1508-ст межгосударственный стандарт ГОСТ 32298–2013 введен в действие в качестве национального стандарта Российской Федерации с 1 января 2015 г.

5 Настоящий стандарт модифицирован по отношению к европейскому стандарту EN 12603:2002 Glass in building – Procedures for goodness of fit and confidence intervals for Weibull distributed glass strength data (Стекло в строительстве. Порядок определения критерия согласия и доверительных интервалов по распределению Вейбулла для значений прочности стекла) путем изменения и дополнения отдельных фраз, слов, которые выделены полужирным курсивом, а также изменения разделов «Область применения» и «Нормативные ссылки».

Наименование настоящего стандарта изменено относительно наименования европейского стандарта в связи с особенностями построения межгосударственной системы стандартизации.

Европейский стандарт разработан Европейским комитетом по стандартизации (CEN) ТК 129 «Стекло в строительстве».

Европейский стандарт, на основе которого подготовлен настоящий стандарт, реализует существенные требования безопасности Директивы ЕС (89/106/EEC) по строительным материалам.

Перевод с английского языка (en).

Степень соответствия – модифицированная (MOD).

6 ВВЕДЕН ВПЕРВЫЕ

Информация об изменениях к настоящему стандарту публикуется в ежегодном информационном указателе «Национальные стандарты», а текст изменений и поправок – в ежемесячном информационном указателе «Национальные стандарты». В случае пересмотра (замены) или отмены настоящего стандарта соответствующее уведомление будет опубликовано в ежемесячном информационном указателе «Национальные стандарты». Соответствующая информация, уведомление и тексты размещаются также в информационной системе общего пользования – на официальном сайте Федерального агентства по техническому регулированию и метрологии в сети Интернет

М Е Ж Г О С У Д А Р С Т В Е Н Н Ы Й   С Т А Н Д А Р Т

Стекло и изделия из него

**Порядок определения критерия согласия
и доверительных интервалов по распределению Вейбулла
для значений прочности стекла**

Glass and glass products. Procedures for goodness of fit and confidence intervals for Weibull distributed glass strength data

Дата введения – 2015—01—01

1 Область применения

Настоящий стандарт устанавливает методику оценки данных выборки посредством двухпараметрической функции распределения Вейбулла.

Настоящий стандарт основывается на предположении, что статистическое распределение величины, принимаемое в рассмотрение, может быть представлено единственной функцией распределения Вейбулла, даже если в некоторых случаях (например, измерение срока службы) часто наблюдается смешанное распределение. По этой причине пользователю стандарта необходимо проверить тест на критерий согласия: могут ли данные измерений по выборке быть представлены с помощью единственной функции Вейбулла. Только в этом случае может быть принята гипотеза и применен метод, описанный в данном стандарте.

Пользователь принимает решение по этому вопросу, также рассматривая все предыдущие значимые данные и общий уровень знаний в конкретной области. Каждая экстраполяция в диапазонах квантилей, не согласованная с измеренными значениями, требует особой тщательности, настолько большей, насколько дальнейшая экстраполяция превышает диапазон измерений.

П р и м е ч а н и е – Трехпараметрическую функцию Вейбулла определяют по формуле:

$$G(x)=1-\exp\left[-\left(\frac{x-x_0}{\theta}\right)^{\beta}\right]. \quad (1)$$

Если предположить $x_0=0$, получится двухпараметрическая функция Вейбулла:

$$G(x)=1-\exp\left[-\left(\frac{x}{\theta}\right)^{\beta}\right], \quad (2)$$

которая может быть переписана в виде

$$x=\theta\left[\ln\left(\frac{1}{1-G(x)}\right)\right]^{\frac{1}{\beta}}. \quad (3)$$

Расчеты могут основываться на любой нецензурированной или цензурированной выборках. Существует несколько способов цензурирования. В настоящем стандарте рассматривается только следующий способ цензурирования:

- данное число $r<n$ образцов, для которых были измерены значения величины x_i.

2 Нормативные ссылки

В настоящем стандарте использованы нормативные ссылки на [1] и [2].

Примечание — При пользовании настоящим стандартом целесообразно проверить действие ссылочных стандартов по указателю «Национальные стандарты», составленному по состоянию на 1 января текущего года, и по соответствующим информационным указателям, опубликованным в текущем году. Если ссылочный стандарт заменен (изменен), то при пользовании настоящим стандартом, следует руководствоваться заменяющим (измененным) стандартом. Если ссылочный стандарт отменен без замены, то положение, в котором дана ссылка на него, применяется в части, не затрагивающей эту ссылку.

3 Термины и определения

В настоящем стандарте применяются термины и определения, установленные в *[1]*.

4 Обозначения

В настоящем стандарте применены следующие обозначения:

X – рассматриваемая величина;

x, x_i, x_r – значения величины X;

$G(x)$ – функция распределения X = процент неблагоприятного исхода;

x_0, β, θ – параметры трехпараметрической функции Вейбулла;

$\hat{}$ – опознавательный знак, указывающий на оценку параметра (например, $\hat{\beta}$, $\hat{\theta}$, $\hat{G}$);

$1-\alpha$ – уровень доверия;

l_i – значение, используемое в критерии согласия;

L – значение, используемое в критерии согласия;

n – объем выборки;

r – количество образцов, значения величин x_i которых были измерены;

Примечание – Выборка упорядочена, т. е. $x_1 \le x_2 \le x_3 .... \le x_r r \le n$;

f, f_1, f_2 – степень свободы;

$k_n, k_{r;n}$ – множители, используемые в оценивании $\hat{\beta}$;

$c_{r;n}$ – множитель, используемый в оценивании $\hat{\theta}$;

s – $\mathrm{int}(0,84n)$ = наибольшему целому числу $< 0,84n$;

η, ξ – ордината и абсцисса на диаграмме Вейбулла;

χ^2 – функция распределения хи-квадрат;

y, v, γ – вспомогательные коэффициенты, используемые в оценивании границ доверительного интервала $G(x)$;

A, B, C – константы, используемые при оценивании v;

$H(f_2)$ – переменная, используемая при оценивании γ;

$T_{n;\alpha/2}, T_{n;1-\alpha/2}$ – коэффициенты, используемые при оценке доверительных интервалов значений θ.

Нижние индексы:

un – нижняя граница доверительного интервала;

ob – верхняя граница доверительного интервала;

z – доверительный интервал, ограниченный с двух сторон.

5 Критерий согласия

Отсортировать r значений величины x по возрастанию.

Вычислить для каждого значения от $i = 1$ до $i = r - 1$:

$$l_i = \frac{\ln(x_{i+1}) - \ln(x_i)}{\ln\left[\ln\left(\frac{4(n-i-1)+3}{4n+1}\right) \Big/ \ln\left(\frac{4(n-i)+3}{4n+1}\right)\right]}. \quad (4)$$

Вычислить значение величины:

$$L = \frac{\sum_{i=\lfloor r/2 \rfloor+1}^{r-1} \frac{l_i}{\lfloor (r-1)/2 \rfloor}}{\sum_{i=1}^{\lfloor r/2 \rfloor} \frac{l_i}{\lfloor r/2 \rfloor}}, \quad (5)$$

где $\lfloor r/2 \rfloor$ – символ, используемый для обозначения наибольшего целого числа, меньшего или равного $r/2$.

Отвергнуть гипотезу, что данные из распределения Вейбулла на α - уровне значимости, если:

$$L \ge F_\alpha\left(2\lfloor (r-1)/2 \rfloor, 2\lfloor r/2 \rfloor\right). \quad (6)$$

Значения квантиля F распределения можно найти, например, в **[2]**.

6 Точечная оценка для параметров β и θ распределения

6.1 Цензурированная выборка

$$\hat{\beta} = \frac{nk_{r;n}}{r \ln x_r - \sum_{i=1}^{r} \ln x_i} \quad (7)$$

$$\hat{\theta} = \exp\left[\ln x_r - C_{r;n} \frac{1}{\hat{\beta}}\right] \quad (8)$$

Коэффициенты $k_{r;n}$ и $C_{r;n}$ приведены в таблицах 1 и 2.

Таблица 1 – Коэффициент $k_{r;n}$

n	r/n								
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
5				0,2231		0,4813		0,8018	
10		0,1054	0,2172	0,3369	0,4667	0,6098	0,7715	0,9616	1,202
20	0,0513	0,1583	0,2721	0,3944	0,5277	0,6756	0,8448	1,048	1,316
30	0,0684	0,1759	0,2904	0,4137	0,5482	0,6979	0,8697	1,077	1,357
40	0,0770	0,1848	0,2996	0,4233	0,5584	0,7090	0,8822	1,092	1,378
50	0,0821	0,1901	0,3051	0,4291	0,5646	0,7158	0,8898	1,101	1,391
60	0,0855	0,1936	0,3088	0,4330	0,5687	0,7202	0,8949	1,108	1,400
70	0,0879	0,1961	0,3114	0,4357	0,5717	0,7235	0,8985	1,112	1,406
80	0,0898	0,1980	0,3134	0,4378	0,5739	0,7259	0,9012	1,115	1,410
90	0,0912	0,1995	0,3149	0,4394	0,5756	0,7277	0,9033	1,118	1,414
100	0,0924	0,2007	0,3162	0,4407	0,5770	0,7292	0,9050	1,120	1,417
k_p	0,10265	0,21129	0,32723	0,45234	0,58937	0,74274	0,92026	1,1382	1,4436
d_1	–1,0271	–1,0622	–1,1060	–1,1634	–1,2415	–1,3540	–1,5313	–1,8567	–2,6929
d_2	0,000	0,030	0,054	0,089	0,145	0,242	0,433	0,906	2,796
Асимптотическая оценка для больших n: $k_{r;n} = k_p + d_1/n + d_2/n^2$									

Т а б л и ц а 2 – Коэффициент $C_{r;n}$

n	r/n								
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
10	–2,880	–1,826	–1,267	–0,8681	–0,5436	–0,2574	0,0120	0,2837	0,5846
20	–2,547	–1,658	–1,147	–0,7691	–0,4548	–0,1727	0,0979	0,3776	0,7022
30	–2,444	–1,605	–1,108	–0,7364	–0,4253	–0,1443	0,1269	0,4098	0,7446
40	–2,394	–1,578	–1,089	–0,7202	–0,4106	–0,1301	0,1415	0,4262	0,7664
50	–2,365	–1,562	–1,077	–0,7105	–0,4018	–0,1216	0,1503	0,4360	0,7796
60	–2,345	–1,522	–1,069	–0,7040	–0,3959	–0,1159	0,1562	0,4426	0,7885
70	–2,331	–1,544	–1,064	–0,6994	–0,3917	–0,1118	0,1604	0,4473	0,7949
80	–2,321	–1,539	–1,060	–0,6959	–0,3886	–0,1088	0,1635	0,4509	0,7998
90	–2,313	–1,534	–1,056	–0,6932	–0,3861	–0,1064	0,1660	0,4537	0,8035
100	–2,307	–1,531	–1,054	–0,6911	–0,3841	–0,1045	0,1679	0,4559	0,8065
c_p	–2,2504	–1,4999	–1,0309	–0,67173	–0,36651	–0,08742	0,18563	0,47589	0,83403
a_1	–5,5743	–3,0740	–2,2859	–1,9301	–1,7619	–1,7114	–1,7727	–2,0110	–2,7773
a_2	–7,201	–1,886	–0, 767	–0,335	–0,091	0,111	0,369	0,891	2,825
Асимптотическая оценка для больших n: $C_{r;n} = c_p + a_1/n + a_2/n^2$									

6.2 Нецензурированная (полная) выборка

$$\hat{\beta} = \frac{nk_n}{\frac{s}{n-s}\sum_{i=s+1}^{n} \ln x_i - \sum_{i=1}^{s} \ln x_i}, \tag{10}$$

$$\hat{\theta} = \exp\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \ln x_i + 0,5772\frac{1}{\hat{\beta}}\right]. \tag{11}$$

Коэффициент k_n приведен в таблице 3.

Т а б л и ц а 3 – Коэффициент k_n

n	k_n	n	k_n
2	0,6931	32	1,4665
3	0,9808	33	1,4795
4	1,1507	34	1,4920
5	1,2674	35	1,5040
6	1,3545	36	1,5156
7	1,1828	37	1,5266
8	1,2547	38	1,4795
9	1,3141	39	1,4904
10	1,3644	40	1,5009
11	1,4079	41	1,5110
12	1,4461	42	1,5208
13	1,3332	43	1,5303
14	1,3686	44	1,4891
15	1,4004	45	1,4984
16	1,4293	46	1,5075
17	1,4556	47	1,5163
18	1,4799	48	1,5248
19	1,3960	49	1,5331
20	1,4192	50	1,5411
21	1,4408	51	1,5046

Окончание таблицы 3

n	k_n	n	k_n
22	1,4609	52	1,5126
23	1,4797	53	1,5204
24	1,4975	54	1,5279
25	1,5142	55	1,5352
26	1,4479	56	1,5424
27	1,4642	57	1,5096
28	1,4796	58	1,5167
29	1,4943	59	1,5236
30	1,5083	60	1,5304
31	1,5216	∞	1,5692

7 Оценка данных и критерии

7.1 Диаграмма Вейбулла

График вероятностей для распределения Вейбулла составляется таким образом, чтобы функция распределения двухпараметрического распределения Вейбулла была представлена прямой линией.

Ось ординат градуирована в соответствии с функцией:

$$\eta = \ln\left(\ln\left(\frac{1}{1-G(x)}\right)\right) \tag{12}$$

и ось абсцисс согласно функции:

$$\xi = \ln x \quad \text{или} \quad \xi = \log x. \tag{13}$$

П р и м е ч а н и е – Такие формы доступны. Как правило, надо использовать диаграммы с интервалом G значений от $G = 1\times10^{-3} = 0{,}1\,\%$ до $G = 0{,}999 = 99{,}9\,\%$. Необходимый диапазон x- значений зависит от величины параметра формы β.

7.2 Графическое представление оцениваемой функции распределения

Точки оценок параметра формы β и параметра масштаба θ задают прямую линию на диаграмме Вейбулла. Этот способ подходит, чтобы определить данную прямую по двум следующим точкам:

$$x = \hat{\theta} \qquad G(x) = 0{,}6321 = 63{,}21\,\%, \tag{14}$$

$$x = \hat{\theta}\times 0{,}01005^{\frac{1}{\beta}} \qquad G(x) = 0{,}01 = 1\,\%. \tag{15}$$

Эту прямую линию следует нанести на диаграмму.

7.3 Нанесение данных выборки на диаграмму Вейбулла

7.3.1 Однозначность

Размер цензурированной или нецензурированной выборки дает r или n значений x_i величины X. Эти значения x_i следует упорядочить для формирования упорядоченной выборки.

Каждое значение x_i упорядоченной выборки следует сопоставить с оценкой:

$$\hat{G}(x_i) = \frac{i-0{,}3}{n+0{,}4}. \tag{16}$$

Таким образом, точки, представляющие измеренные значения выборки, следует графически нанести на диаграмму Вейбулла.

7.3.2 Классифицированные значения

В случае очень большого объема выборки диапазон измеренных x-значений может быть разделен на интервалы, как правило, содержащие одинаковое количество значений. Долю x-значений, просуммированную в каждом рассматриваемом интервале, следует нанести на верхнюю границу этого интервала.

7.4 Оценка выборочных данных

Прямую линию, построенную согласно 7.2, и точки, которые представляют измеренные значения выборки, построенные согласно 7.3, можно сравнивать визуально.

Систематические отклонения могут быть подробно проанализированы с учетом фундаментальных технических и научных знаний и результатов ранее выполненных соответствующих исследований. Например, если распределение значений величины может быть аппроксимировано кусочно-прямыми линиями с различным наклоном, можно предположить смешанное распределение Вейбулла. Это можно принять как свидетельство того, что несколько основных механизмов определяют значения величины x_i. Такое подробное рассмотрение выходит за рамки настоящего стандарта.

8 Доверительный интервал

Уравнения следующих подпунктов применимы в том случае, когда доверительные интервалы ограничены с двух сторон (индекс z). В том случае, когда доверительные интервалы ограничены только с одной стороны, $\alpha/2$ должна быть заменена на α в следующих уравнениях.

Уровень доверия $(1-\alpha)$ выбирает пользователь настоящего стандарта.

8.1 Доверительный интервал для параметра формы β

Верхняя граница доверительного интервала для параметра формы β при уровне доверия $(1-\alpha)$:

$$\beta_{ob;z} = \hat{\beta}\frac{\chi^2_{f_1;1-\alpha/2}}{f_1}, \tag{17}$$

и нижняя граница:

$$\beta_{un;z} = \hat{\beta}\frac{\chi^2_{f_1;\alpha/2}}{f_1}, \tag{18}$$

f_1 следует получить с помощью умножения данных из таблицы 4, зная размер выборки n.

Т а б л и ц а 4 – Значения функции f_1/n

n	r/n									
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0
10		0,211	0.434	0,671	0,926	1.200	1,497	1,825	2,174	2,701
20	0,103	0,316	0,543	0,784	1,042	1,320	1,621	1,946	2,277	2,891
30	0,137	0,351	0,579	0,821	1,080	1,360	1,661	1,985	2,303	2,958
40	0,154	0,369	0,597	0,840	1,100	1,380	1,682	2,004	2,315	2,991
50	0,164	0,380	0,608	0,851	1,111	1,392	1,693	2,015	2,320	3,009
100	0,185	0,401	0,629	0,873	1,135	1,415	1,718	2,037	2,330	3,045
h_0	0,2052	0,4218	0,6514	0,8959	1,1577	1,4391	1,7416	2,0598	2,3394	3,085
h_1	–2,052	–2,111	–2,175	–2,244	–2,314	–2,376	–2,390	–2,205	–0,856	
h_2	0,000	0,008	0,002	–0,016	–0,064	–0,188	–0,526	–1,682	–7,928	
Асимптотическая оценка для больших n: $f_1/n = h_0 + h_1/n + h_2/n^2$										
Для нецензурированной выборки $(r/n = 1)$ хорошее приближение $f_1/n = 3{,}085 - 3{,}84/n$										

Величины $\chi^2_{f_1;1-\alpha/2}$ и $\chi^2_{f_1;\alpha/2}$ – квантиль распределения хи-квадрат с числом степеней свободы f_1. Значения приведены в таблице 5.

Таблица 5 – 2,5 % и 97,5 % квантилей для распределения χ^2

Число степеней свободы f	p 2,5 %	p 97,5 %
1	0,000982	5,02
2	0,0506	7,38
3	0,216	9,35
4	0,484	11,1
5	0,831	12,8
6	1,24	14,4
7	1,69	16,0
8	2,18	17,5
9	2,70	19,0
10	3,25	20,5
11	3,82	21,9
12	4,40	23,3
13	5,01	24,7
14	5,63	26,1
15	6,26	27,5
16	6,91	28,8
17	7,56	30,2
18	8,23	31,5
19	8,91	32,9
20	9,59	34,2
21	10,3	35,5
22	11,0	36,8
23	11,7	38,1
24	12,4	39,4
25	13,1	40,6
26	13,8	41,9
27	14,6	43,2
28	15,3	44,5
29	16,0	45,7
30	16,8	47,0
40	24,4	59,3
50	32,4	71,4
60	40,5	83,3
70	48,8	95,0
80	57,2	106,6
90	65,6	118,1
100	74,2	129,6
Приближение для $f > 30$	p 2,5%	97,5%
	u_p -1,9600	1,9600

$$\chi^2_{f;p} = f\left[1 - 2/9f + u_p\sqrt{(2/9f)}\right]^3$$

8.2 Доверительный интервал для значения функции распределения $G(x)$ при заданном значении x величины X

Границы двустороннего доверительного интервала для G при уровне доверия $(1-\alpha)$ для рассматриваемого значения x величины X следует вычислять с помощью трех вспомогательных факторов y, v и γ.

Уравнение для вспомогательного фактора y:

$$y = \hat{\beta} \ln \frac{\hat{\theta}}{x} = -\ln \left[\ln \left(\frac{1}{1 - G(x)} \right) \right]. \qquad (19)$$

Уравнение для вспомогательного фактора v :

$$v = A + By^2 - 2Cy. \qquad (20)$$

Константы A, B, C должны быть получены путем деления значений, полученных из таблицы 6, учитывая размер выборки n .

Т а б л и ц а 6 – Константы $A.n$, $B.n$ и $C.n$

n	r/n									
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
$B.n$										
10		9,488	4,609	2,979	2,161	1,667	1,336	1,096	0,9197	0,7405
20	19,49	6,324	3,686	2,552	1,920	1,515	1,234	1,028	0,8784	0.6919
30	14,62	5,691	3,455	2,436	1,851	1,471	1,204	1,008	0,8683	0,6761
40	13,00	5,420	3,350	2,382	1,819	1,450	1,189	0,9981	0,8641	0,6687
50	12,18	5,269	3,290	2,350	1,800	1,437	1,181	0,9925	0,8619	0,6647
60	11,70	5,173	3,251	2,330	1,787	1,429	1,175	0,9888	0,8605	0,6616
80	11,14	5,058	3,204	2,305	1,772	1,419	1,168	0,9840	0,8590	0,6584
100	10,83	4,991	3,177	2,290	1,763	1,413	1,164	0,9816	0,8580	0,6564
∞	9,746	4,742	3,070	2,232	1,728	1,390	1,148	0,9710	0,8549	0,6482
$C.n$										
10		17,58	6,109	2,868	1,474	0,7502	0,3344	0,0826	–0,0694	–0,1981
20	49,91	10,75	4,505	2,254	1,184	0,5975	0,2500	0,0373	–0,0856	–0,2216
30	35,98	9,397	4,107	2,089	1,102	0,5533	0,2253	0,0245	–0,0883	–0,2206
40	31,36	8,819	3,927	2,012	1,064	0,5323	0,2136	0,0185	–0,0891	–0,2262
50	29,06	8,499	3,825	1,967	1,041	0,5200	0,2068	0,0150	–0,0894	–0,2238
60	27,68	8,296	3,750	1,938	1,026	0,5120	0,2023	0,0127	–0,0895	–0,2271
80	26,10	8,050	3,680	1,900	1,008	0,5020	0,1970	0,0100	–0,089	–0.2287
100	25,30	7,910	3,630	1,880	0,9980	0,4960	0,1940	0,0080	–0.089	–0.2292
∞	22,19	7,383	3,450	1,801	0,9562	0,4734	0,1807	0,0019	–0,0891	–0,2309
$A.n$										
10		39,04	12,052	5,609	3,233	2,172	1,650	1,384	1,255	1,170
20	140,7	23,96	9,136	4,666	2,850	2,000	1,570	1,350	1,248	1,159
30	100,4	20,96	8,416	4,410	2,743	1,949	1,546	1,339	1,248	1,165
40	87,06	19,68	8,088	4,292	2,692	1,925	1,534	1,335	1,249	1,161
50	80,39	18,97	7,901	4,223	2,662	1,911	1,528	1,332	1,249	1,165
60	76,40	18,52	7,781	4,179	2,643	1,902	1,524	1,331	1,249	1,162
∞	60,53	16,50	7,219	3,967	2,550	1,859	1,503	1,323	1,251	1,162

$$v = By^2 - 2Cy + A$$

B, C и A получаются путем деления значений в таблице с помощью n .

Для нецензурированной выборки $(r/n = 1)$ хорошее приближение:

$$B = 0,6482/n + 0,805/n^2 + 1,13/n^3; \quad C = -0,2309/n + 0,15/n^2 + 1,78/n^3; \quad A = 1,162/n$$

Уравнение для дополнительного фактора γ :

$$\gamma = \exp\left(-y + H\left(f_2\right)\right), \qquad (21)$$

где f_2 и $H\left(f_2\right)$ определяются из таблицы 7.

П р и м е ч а н и е – γ и f_2 зависят от значения $\hat{G}(x)$, объема выборки n, и соотношения r/n. γ и f_2 являются независимыми от $\hat{\beta}$.

Т а б л и ц а 7 – f_2 и $H(f_2)$ как функции от v

v	0,221	0,490	1,645	1,774	1,923	2,096	2,299	2,541	2,681
f_2	10,00	5,000	2,000	1,900	1,800	1,700	1,600	1,500	1,450
$H(f_2)$	0,103	0,213	0,577	0,611	0,650	0,693	0,742	0,798	0,830
v	2,834	3,003	3,191	3,401	3,636	3,901	4,201	4,543	4,935
f_2	1,400	1,350	1,300	1,250	1,200	1,150	1,100	1,105	1,000
$H(f_2)$	0,863	0,900	0,940	0,983	1,030	1,081	1,138	1,201	1,270

Математические функции:

$v \le 2$: $$f_2 = (8v+12)/(v^2+6v)$$

$$H(f_2) = (15f_2^2+5f_2+6)/(15f_2^3+6f_2)$$

$2 < v \le 5$: $$f_2 = 3{,}509 - 1{,}3055v + 0{,}2480v^2 - 0{,}0175v^3$$

$$H(f_2) = 0{,}08832 + 0{,}3218v - 0{,}0167v^2$$

Тогда границы доверительного интервала для G:
верхняя граница:

$$G_{ob;z} = 1 - \exp\left[-\gamma\frac{\chi_{f_2;1-\alpha/2}}{f_2}\right]; \quad (22)$$

нижняя граница:

$$G_{un;z} = 1 - \exp\left[-\gamma\frac{\chi_{f_2;\alpha/2}}{f_2}\right]. \quad (23)$$

8.3 Доверительный интервал для параметра масштаба θ

8.3.1 Метод для всех выборок

Границы двусторонних доверительных интервалов для параметра масштаба θ при уровне доверия $(1-\alpha)$ рассчитывается методом итераций:

$$\theta_{ob;z;j+1} = \frac{\theta_{ob;z;j}}{\left[\ln\frac{1}{1-G_{un;z}(x=\theta_{ob;z;j})}\right]^{\frac{1}{\hat{\beta}}}}, \quad (24)$$

$$\theta_{un;z;j+1} = \frac{\theta_{un;z;j}}{\left[\ln\frac{1}{1-G_{ob;z}(x=\theta_{un;z;j})}\right]^{\frac{1}{\hat{\beta}}}}. \quad (25)$$

Итерации могут быть начаты с $\theta_{ob;z;0} = \theta_{un;z;0} = \hat{\theta}$.

После каждой итерации новые значения $G_{ob,z}(x=\theta_{un;z;j})$ и $G_{un,z}(x=\theta_{ob;z;j})$ рассчитываются по методу, описанному в 8.2.

Итерации должны быть прекращены, когда два последовательных значения как $\theta_{ab;z}$, так и $\theta_{un;z}$ равны с требуемой точностью. Например, для оценки результатов испытаний прочности разница меньше $0{,}1\,\%$ дает достаточную точность.

8.3.2 Метод для нецензурированной выборки

В случае нецензурированной (полной) выборки могут быть использованы следующие простые уравнения:

$$\theta^{*}_{ab;z} = \hat{\theta} \exp\left[-\frac{T_{n;\alpha/2}}{\hat{\beta}}\right], \tag{26}$$

$$\theta^{*}_{un;z} = \hat{\theta} \exp\left[-\frac{T_{n;1-\alpha/2}}{\hat{\beta}}\right] \tag{27}$$

с коэффициентами $T_{n;\alpha/2}$ и $T_{n;1-\alpha/2}$, взятыми из таблицы 8.

Т а б л и ц а 8 – Коэффициент доверия $T_{n;p}$

n	$p = 1 - \alpha/2$				$p = \alpha/2$			
	0,975	0,95	0,9	0,75	0,25	0,1	0,05	0,025
5	1,4897	1,107	0,772	0,349	–0,444	–0,888	–1,247	–1,5675
6	1,2233	0,939	0,666	0,302	–0,385	–0,740	–1,007	–1,3247
7	1,0642	0,829	0,598	0,272	–0,344	–0,652	–0,874	–1,1437
8	0,9548	0,751	0,547	0,251	–0,313	–0,591	–0,784	–1,0096
9	0,8738	0,691	0,507	0,235	–0,289	–0,544	–0,717	–0,9122
10	0,8114	0,644	0,475	0,222	–0,269	–0,507	–0,665	–0,8387
11	0,7603	0,605	0,448	0,211	–0,253	–0,477	–0,622	–0,7790
12	0,7176	0,572	0,425	0,202	–0,239	–0,451	–0,587	–0,7326
13	0,6815	0,544	0,406	0,194	–0,228	–0,429	–0,557	–0,6894
14	0,6502	0,520	0,389	0,187	–0,217	–0,410	–0,532	–0,6572
15	0,6235	0,499	0,374	0,180	–0,208	–0,393	–0,509	–0,6266
16	0,5989	0,480	0,360	0,175	–0,200	–0,379	–0,489	–0,6016
17	0,5778	0,463	0,348	0,170	–0,193	–0,365	–0,471	–0,5795
18	0,5577	0,447	0,338	0,165	–0,187	–0,353	–0,455	–0,5566
19	0,5405	0,433	0,328	0,161	–0,181	–0,342	–0,441	–0,5356
20	0,5254	0,421	0,318	0,157	–0,175	–0,332	–0,428	–0,5187
22	0,4958	0,398	0,302	0,150	–0,166	–0,314	–0,404	–0,4907
24	0,4719	0,379	0,288	0,144	–0,158	–0,299	–0,384	–0,4669
26	0,4509	0,362	0,276	0,138	–0,150	–0,286	–0,367	–0,4450
28	0,4326	0,347	0,265	0,134	–0,144	–0,274	–0,352	–0,4249
30	0,4156	0,334	0,256	0,129	–0,139	–0,264	–0,338	–0,4098
32	0,4014	0,323	0,247	0,125	–0,134	–0,254	–0,326	–0,3951
34	0,3879	0,312	0,239	0,122	–0,129	–0,246	–0,315	–0,3801
36	0,3755	0,302	0,232	0,118	–0,125	–0,238	–0,305	–0,3687
38	0,3648	0,293	0,226	0,115	–0,121	–0,231	–0,296	–0,3578
40	0,3544	0,285	0,220	0,113	–0,118	–0,224	–0,288	–0,3479
42	0,3450	0,278	0,214	0,110	–0,115	–0,218	–0,280	–0,3394
44	0,3346	0,271	0,209	0,108	–0,112	–0,213	–0,273	–0,3289
46	0,3286	0,264	0,204	0,105	–0,109	–0,208	–0,266	–0,3219
48	0,3210	0,258	0,199	0,103	–0,106	–0,203	–0,260	–0,3136
50	0,3136	0,253	0,195	0,101	–0,104	–0,198	–0,254	–0,3073
52	0,3067	0,247	0,191	0,099	–0,102	–0,194	–0,249	–0,3019
54	0,3012	0,243	0,187	0,097	–0,100	–0,190	–0,244	–0,3939
56	0,2953	0,238	0,184	0,096	–0,098	–0,186	–0,239	–0,2887
58	0,2895	0,233	0,181	0,094	–0,096	–0,183	–0,234	–0,2840
60	0,2839	0,229	0,177	0,092	–0,094	–0,179	–0,230	–0,2788

Окончание таблицы 8

n	$p=1-\alpha/2$				$p=\alpha/2$			
62	0,2791	0,225	0,174	0,091	–0,092	–0,176	–0,226	–0,2735
64	0,2743	0,221	0,171	0,089	–0,091	–0,173	–0,222	–0,2687
66	0,2697	0,218	0,169	0,088	–0,089	–0,170	–0,218	–0,2647
68	0,2656	0,214	0,166	0,087	–0,088	–0,167	–0,215	–0,2612
70	0,2618	0,211	0,164	0,085	–0,086	–0,165	–0,211	–0,2573
72	0,2573	0,208	0,161	0,084	–0,085	–0,162	–0,208	–0,2530
74	0,2542	0,205	0,159	0,083	–0,084	–0,160	–0,205	–0,2495
76	0,2504	0,202	0,157	0,082	–0,083	–0,158	–0,202	–0,2456
78	0,2466	0,199	0,155	0,081	–0,081	–0,155	–0,199	–0,2427
80	0,2438	0,197	0,153	0,080	–0,080	–0,153	–0,197	–0,2391
85	0,2352	0,190	0,148	0,077	–0,078	–0,148	–0,190	–0,2326
90	0,2286	0,185	0,143	0,075	–0,075	–0,144	–0,184	–0,2260
95	0,2218	0,179	0,139	0,073	–0,073	–0,139	–0,179	–0,2197
100	0,2162	0,175	0,136	0,071	–0,071	–0,136	–0,174	–0,2132
110	0,2056	0,166	0,129	0,067	–0,067	–0,129	–0,165	–0,2027
120	0,1962	0,159	0,123	0,064	–0,064	–0,123	–0,158	–0,1946

8.4 Доверительный интервал для значения x величины X заданного значения $G(x)$ функции распределения.

8.4.1 Метод для всех выборок

Доверительный интервал для x заданной $G(x)$ может быть вычислен путем решения трансцендентного уравнения:

$$G_{un;z}\left(x = x_{ob;z}\right) = G_{ob;z}\left(x = x_{un;z}\right) = G\,. \tag{28}$$

Эти уравнения могут быть решены путем варьирования переменной x процедурой, описанной в 8.3.1, в качестве метода последовательных приближений.

Однако в большинстве случаев доверительные интервалы для x могут быть быстрее определены для заданного значения $G(x)$ по диаграмме Вейбулла. Для этой цели границы доверительного интервала, определенные в соответствии с 8.2, например $G_{ob;z}(x)$ и $G_{un;z}(x)$, должны быть рассчитаны для ограниченного числа значений x и нанесены на диаграмму Вейбулла. В пределах графика на диаграмме Вейбулла доверительные интервалы для x, задаваемого $G(x)$, могут быть определены напрямую.

Эта процедура становится неточной при малых значениях $G(x)$, как в случаях, когда степень свободы f_2 распределения хи-квадрат принимает значения меньше 1. Предельные кривые доверительного интервала функции распределения $G(x)$ должны быть линейно экстраполированы, графически или численно.

Графическая экстраполяция позволяет непосредственно определить границы доверительного интервала x из диаграммы Вейбулла.

Для численного определения доверительного интервала заданного значения $\hat{x}_2$ по точкам следует выбирать значения $\hat{x}_1 > \hat{x}_2$, и для этого $\hat{x}_1$ доверительный интервал функции распределения $G(x_1)$ рассчитывается по 8.2 для получения доверительных интервалов $G_{ob;z}(\hat{x}_1)$ и $G_{un;z}(\hat{x}_1)$.

Выбранное значение $\hat{x}_1$ должно соответствовать приблизительно нижней границе диапазона измеренных значений x.

Тогда границы доверительного интервала значения $\hat{x}_2$ следует вычислять с использованием следующих уравнений:

$$x_{2;ob;z} = \hat{x}_1 \left[\frac{\ln\left(1-\hat{G}(\hat{x}_2)\right)}{\ln\left(1-G_{un;z}(\hat{x}_1)\right)} \right]^{\frac{1}{\beta_{ob;z}}}, \tag{29}$$

$$x_{2;un;z} = \hat{x}_1 \left[\frac{\ln\left(1-\hat{G}(\hat{x}_2)\right)}{\ln\left(1-G_{ob;z}(\hat{x}_1)\right)} \right]^{\frac{1}{\beta_{un;z}}}. \tag{30}$$

8.4.2 Метод для нецензурированной выборки

Для $G \le 0{,}632$ могут быть использованы следующие простые уравнения:

$$x_{ob;z} = \theta_{ob;z} \left[\ln \frac{1}{1-\hat{G}(\hat{x})} \right]^{\frac{1}{\beta_{ob;z}}}, \tag{31}$$

$$x_{un;z} = \theta_{un;z} \left[\ln \frac{1}{1-\hat{G}(\hat{x})} \right]^{\frac{1}{\beta_{un;z}}}. \tag{32}$$

Значения $\theta_{ob;z}$ и $\theta_{un;z}$ должны быть рассчитаны в соответствии с 8.3.1 или 8.3.2.

Этот упрощенный метод расчета приводит к более осторожной оценке доверительного интервала x, по сравнению с более точным методом экстраполяции, как описано в 8.4.1.

В выборках, где $n \ge 20$ и $\beta \ge 5$, и для значений $G < 0{,}1$ должны быть использованы следующие уравнения, дающие лучшее приближение к точному методу, описанному в 8.4.1:

$$x_{ob;z} = \hat{\theta} \left[\ln \frac{1}{1-\hat{G}(\hat{x})} \right]^{\frac{1}{\beta_{ob;z}}}, \tag{33}$$

$$x_{un;z} = \hat{\theta} \left[\ln \frac{1}{1-\hat{G}(\hat{x})} \right]^{\frac{1}{\beta_{un;z}}}. \tag{34}$$

Приложение А
(информационное)

Примеры

А.1 Нецензурированная выборка
А.1.1 Данные

Т а б л и ц а А . 1 – Результаты эксперимента по определению напряжения разрушения

Номер образца	Напряжение разрушения, N/mm^2
1	41,26
2	42,54
3	44,31
4	44,43
5	44,67
6	45,02
7	45,37
8	46,08
9	46,08
10	46,55
11	47,86
12	48,21
13	48,21
14	48,31
15	49,63
16	50,34
17	50,43
18	50,69
19	50,78
20	51,05
21	51,05
22	51,05
23	51,76
24	53,17

А.1.2 Статистическая оценка
А.1.2.1 Точечное оценивание
Метод описан в 6.2.

Из таблицы 3, для $n = 24$, $k_n = 1{,}4975$:

$s = \mathrm{int}(0{,}84 \times 24) = 20$.

Отсюда $\hat{\beta} = 18{,}67$ и $\hat{\theta} = 49{,}26 \ N/mm^2$.

А.1.2.2 Оценка доверительных интервалов

Для коэффициента доверия 95% доверительные интервалы: $1-\alpha/2 = 0{,}975$ и $\alpha/2 = 0{,}025$.

а) Метод определения доверительного интервала для параметра формы приведен в 8.1.

Из таблицы 4, с помощью линейной интерполяции, $f_1/n = 2{,}918$, так что $f_1 = 70{,}03$.

Из таблицы 5, $\chi^2_{70,03;\,0,975} = 95{,}05$ и $\chi^2_{70,03;\,0,025} = 48{,}78$.

Отсюда $\beta_{ob;\,z} = 25{,}34$ и $\beta_{un;\,z} = 13{,}01$.

б) Метод определения доверительных интервалов для $G(x)$ приведен в 8.2, и результаты вычислений приведены в таблице А.2.

Таблица А.2 – Результаты вычислений согласно 8.2

$G(x)$ %	$\hat{x}$ N/mm^2	y	v	f_2	$H(f_2)$	γ	$\chi^2_{f_2;0,975}$	$\chi^2_{f_2;0,025}$	$G_{ob;z}$ %	$G_{un;z}$ %
99	53,46	–1,5276	0,08670	24,054	0,04215	4,8054	39,433	12,440	99,96	91,67
95	52,24	–1,0966	0,06243	33,026	0,03058	3,0869	50,757	19,067	99,13	83,17
80	50,53	–0,4752	0,04608	44,395	0,02269	1,6452	64,679	27,887	90,90	64,42
63,21	49,26	0	0,04838	42,331	0,02381	1,0241	62,179	26,259	77,78	47,02
10	43,67	2,2488	0,2343	9,4985	0,1090	0,1177	19,751	2,973	21,71	3,62
1	38,5	4,6013	0,7380	3,6005	0,3027	0,01359	10,426	0,377	3,86	0,14

Рисунок 1 показывает значения $G(x)$, $G_{ob;z}$, $G_{un;z}$ из таблицы А.2, графически нанесенные на вейбулловскую (вероятностную) бумагу соответственно для каждого $\hat{x}$ из таблицы А.2, вместе с результатами данных предела прочности из таблицы А.1.

с) Метод определения доверительных интервалов параметра масштаба приводится в 8.3.

Таблица А.3, полученная с использованием метода 8.3.1, показывает результаты последовательных итераций для определения $\theta_{ob;z}$ и $\theta_{un;z}$.

Таблица А.3 – Результаты последовательных итераций согласно п. 8.3.1

Номер итерации	$\theta_{ob;z}$	$\theta_{un;z}$
0	49,26	49,26
1	50,47	48,19
2	50,44	48,08
3	50,44	48,06

После трех итераций разница достаточно мала, что позволяет остановить итерационный процесс.

Отсюда $\theta_{ob;z} = 50,44\ N/mm^2$ и $\theta_{un;z} = 48,06\ N/mm^2$.

Тем не менее, так как это нецензурированная выборка, упрощенная процедура, описанная в п. 8.3.2, также может быть использована.

Из таблицы 8, $T_{24;0,025} = -0,4669$ и $T_{24;0,975} = 0,4719$.

Отсюда $\theta^*_{ob;z} = 50,51\ N/mm^2$ и $\theta^*_{un;z} = 48,03\ N/mm^2$.

д) С коэффициентом доверия 95% доверительные интервалы для x при $G = 0,1\%$ могут быть определены либо графически из рисунка А.1, или численно методом, описанным в 8.4.1.

Графическая экстраполяция на рисунке А.1 дает:

$x_{ob;z} = 38,0\ N/mm^2$ $\hat{x} = 34,0\ N/mm^2$ $x_{un;z} = 30,1\ N/mm^2$.

Для численного метода удобно полагать $\hat{x}_1 = 38,50\ N/mm^2$, что соответствует $\hat{G} = 1\%$. По таблице А.2 уже были проведены расчеты и получено:

$G_{ob;z}(\hat{x}_1) = 3,86\%$ и $G_{un;z}(\hat{x}_1) = 0,14\%$.

Отсюда $x_{2;ob;z} = 38,00\ N/mm^2$ и $x_{2;un;z} = 29,03\ N/mm^2$.

Существует хорошее соответствие между графическим и численным методами.

Для нецензурированной выборки упрощенный метод, описанный в 8.4.2, может быть использован.

Поскольку $n > 20$, $G < 0,1$ и $\hat{\beta} > 5$, полученные из А.1.2.1 значения $\hat{\theta}$ могут быть использованы в уравнениях 8.4.2.

Отсюда $x_{ob;z} = 37,51\ N/mm^2$ и $x_{un;z} = 28,97\ N/mm^2$.

Это также дает хорошее соответствие между графическим и полным численным методами.

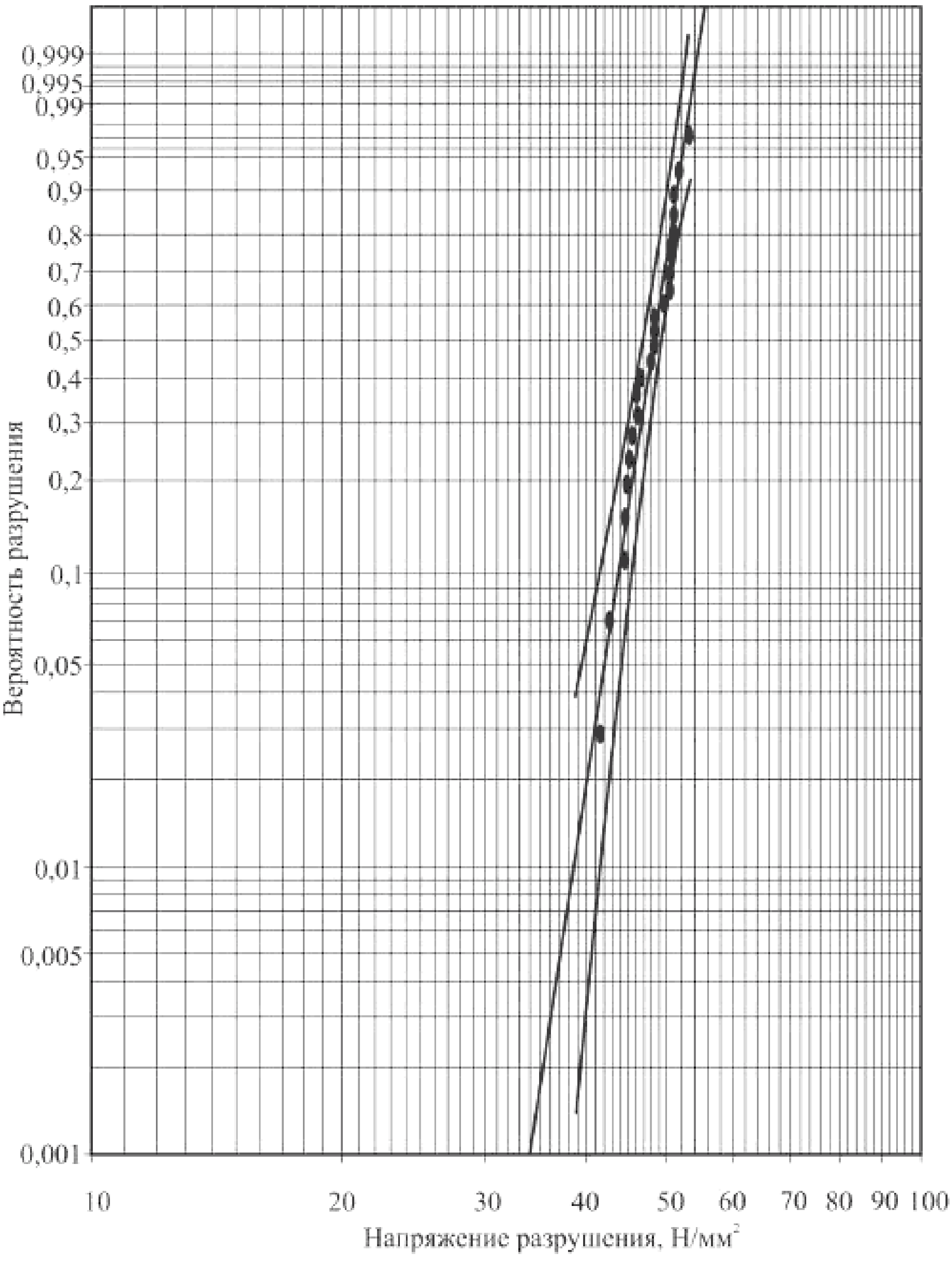


Рисунок А.1 – Оценка выборки из таблицы А.1

А.2 Цензурированная выборка

А.2.1 Данные

Та же выборка, что приведена в таблице А.1, используется для этого примера, но предполагается, что образцы не могут иметь напряжение разрушения больше $50\ N/mm^2$. Таким образом, данные принимают вид, показанный в таблице А.4.

Таблица А.4 – Результаты эксперимента для определения напряжения разрушения

Номер образца	Напряжение разрушения, N/mm^2
1	41,26
2	42,54
3	44,31
4	44,43
5	44,67
[illegible]	45,02
7	45,37
8	46,08
9	46,08
10	46,55
11	47,86
12	48,21
13	48,21
14	48,31
15	49,63
16	>50
17	>50
18	>50
19	>50
20	>50
21	>50
22	>50
23	>50
24	>50

Уровень цензурирования определяется значениями: $n = 24$, $r = 15$ и $r/n = 0,625$.

А.2.2 Статистическая оценка

А.2.2.1 Точечное оценивание

Метод описан в 6.1.

Для $n = 24$ и $r/n = 0,625$, из таблицы 1, $k_{r;n} = 0,7271$ и, из таблицы 2, $C_{r;n} = -0,0937$.

Отсюда $\hat{\beta} = 14,67$ и $\hat{\theta} = 49,95\ N/mm^2$.

А.2.2.2 Оценка доверительных интервалов

Для коэффициента доверия 95 % доверительные интервалы: $1 - \alpha/2 = 0,975$ и $\alpha/2 = 0,025$.

а) Метод определения доверительного интервала для параметра формы приведен в 8.1.

Из таблицы 4, с помощью линейной интерполяции, $f_1/n = 1,411$, так что $f_1 = 33,86$.

Из таблицы 5, $\chi^2_{33,86;0,975} = 51,80$ и $\chi^2_{33,86;0,025} = 19,69$.

Отсюда, $\beta_{ob;z} = 22,44$ и $\beta_{un;z} = 8,53$.

б) Метод определения доверительного интервала для $G(x)$ приведен в 8.2.

Из таблицы 6, $B = 0,05951$, $C = 0,02062$ и $A = 0,0781$.

Результаты вычислений приведены в таблице А.5.

Т а б л и ц а А . 5 – Результаты вычислений согласно 8.2

$G(x)$ %	$\hat{x}$ N/mm^2	y	v	f_2	$H(f_2)$	γ	$\chi^2_{f_2;0,975}$	$\chi^2_{f_2;0,025}$	$G_{ob;z}$ %	$G_{un;z}$ %
99	55,43	–1,5271	0,2799	8,1008	0,1285	5,2362	13,215	2,232	99,98	76,37
95	53,83	–1,0966	0,1950	11,225	0,0917	3,2841	22,239	3,948	99,85	68,50
80	51 60	–0,4768	0,1113	18,855	0,0540	1,7002	32,659	8,809	94,74	54,81
63.21	49,95	0	0,0781	26,595	0,0381	1,0388	42,680	14,278	81,12	42,75
10	42,85	2,2492	0,2864	7,9377	0,1312	0,1203	17,440	2,149	23,23	3,20
3	39,37	3,4917	0,6596	3,9331	0,2753	0,0401	11,023	0,4661	10,63	0,474
2	38,28	3,9036	0,8239	3.3067	0,3318	0,0281	9,899	0,2982	8.07	0,253
1	36,50	4,6021	1,1487	2,5804	0,4348	0,0155	8,521	0,147	4,99	0,088

На рисунке 2 приведены значения величин $G(x)$, $G_{ob;z}$ и $G_{un;z}$ из таблицы А.5, нанесенные на бумагу Вейбулла соответственно каждому значению $\hat{x}$ из таблицы А.5, вместе с результатами данных прочности из таблицы А.4.

с) Метод определения доверительных интервалов параметра масштаба приведен в 8.3.1.

В таблице А.6 приведены результаты последовательных итераций для определения $\theta_{ob;z}$ и $\theta_{un;z}$.

Т а б л и ц а А . 6 – Результаты последовательных итераций согласно 8.3.1

Номер итерации	$\theta_{ob;z}$	$\theta_{un;z}$
0	49,95	49,95
1	51,98	48,24
2	52,54	48,30
3	52,75	48,30
4	52,84	48,30
5	52,88	48,30

После пяти итераций, разница достаточно мала, что позволяет остановить итерационный процесс.

Отсюда $\theta_{ob;z} = 52,88\ N/mm^2$ и $\theta_{un;z} = 48,30\ N/mm^2$.

д) С коэффициентом доверия 95% доверительные интервалы для x при $G = 0,1\%$ могут быть определены либо графически на рисунке А.1, либо численно методом, описанным в 8.4.1.

Графическая экстраполяция на рисунке А.2 дает:

$x_{ob;z} = 35,8\ N/mm^2$, $\hat{x} = 30,2\ N/mm^2$, $x_{un;z} = 25,3\ N/mm^2$.

Для численного метода удобно полагать $\hat{x}_1 = 39,37\ N/mm^2$, что соответствует $\hat{G} = 3\%$. Из таблицы А.5, расчеты уже были произведены и получено:

$G_{ob;z}(\hat{x}_1) = 10,63\%$, $G_{un;z}(\hat{x}_1) = 0,474\%$.

Отсюда $x_{2;ob;z} = 36,73\ N/mm^2$ и $x_{2;un;z} = 22,63\ N/mm^2$.

Существует хорошее соответствие между графическим и численным методами.

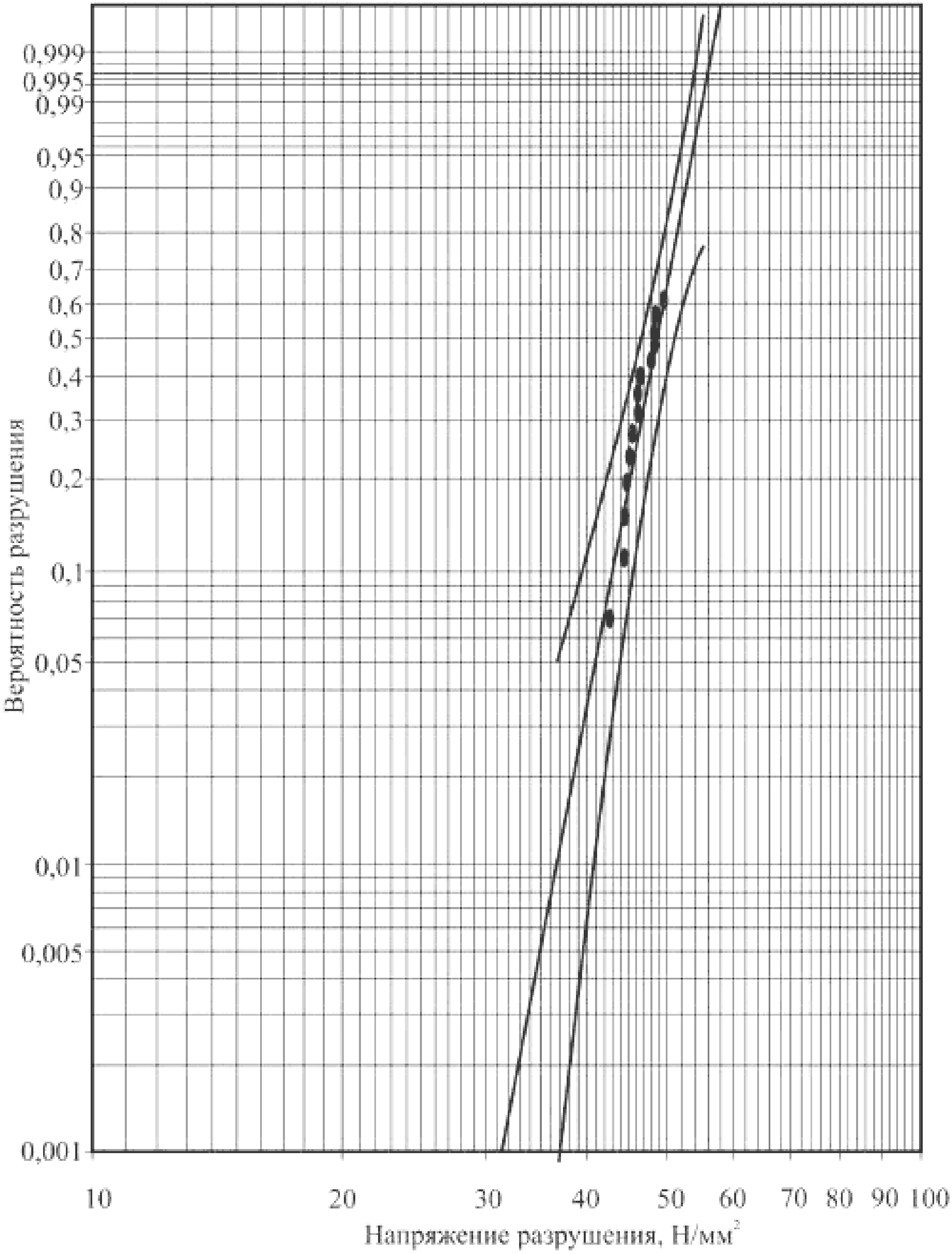
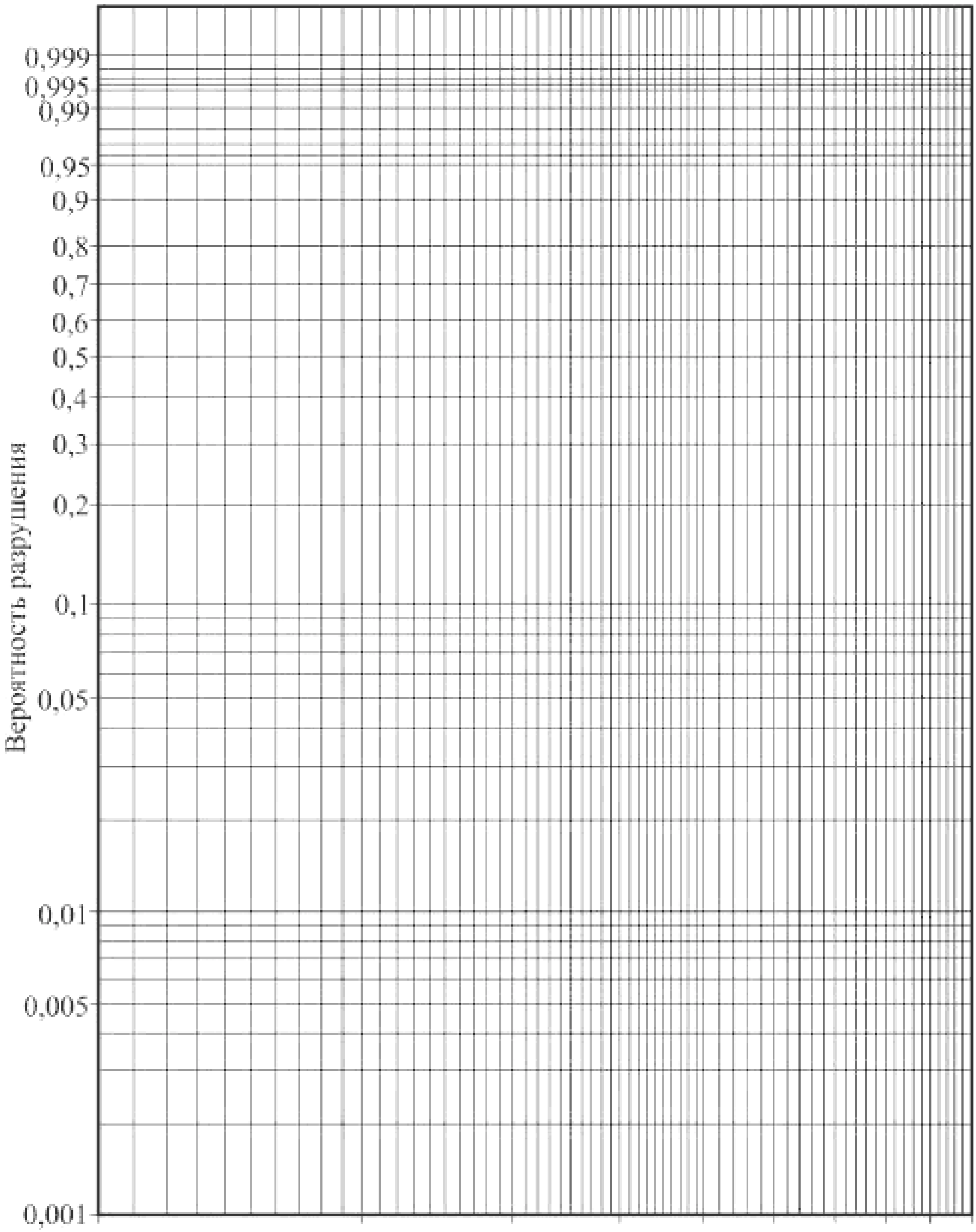


Рисунок А.2 – Оценка выборки из таблицы А.4

Приложение В
(справочное)

Вейбулловская (вероятностная) бумага



В.1 – Диаграмма Вейбулла

Библиография

[1]	ИСО 3534[1] ISO 3534	Статистика – Словарь и условные обозначения. Statistics – Vocabulary and symbols
[2]	ИСО 2854:1976 ISO 2854:1976	Статистическое представление данных – Методы оценки и проверки гипотез о средних и дисперсиях. Statistical interpretation of data – Techniques of estimation and tests relating to means and variances.
[3]		Бейн Л.Дж.: Статистический анализ надежности и испытание на стойкость (долговечность) модели. Теория и методы: Марсель Деккер Издательство: 1978 Bain L.J.: Statistical Analysis of Reliability and Life Testing Models; Theory and Methods: Marcel Dekker Publishing Comp.: 1978.
[4]	МЭК 56 (ЦС) 162 IEC 56 (CO) 162	Методика для проверки степени согласия, доверительных интервалов и нижней доверительной границы для данных распределения Вейбулла. Procedures for goodness-of-fit tests, confidence intervals and lower confidence limits for Weibull distributed data.
[5]	ДИН 55303-7 DIN 55303-7	Статистический анализ данных – Часть 7: Опыт и метод испытаний двухпараметрической функции распределения Вейбулла. Statistische Auswertung von Daten – Teil 7: Schatz- und Testverfahren bei zweiparametriger Weibull-Verteilung.

[1] В Российской Федерации действует ГОСТ Р 50779.10–2000.

УДК 666.151:006.354 МКС 81.040.01 MOD

Ключевые слова: прочность; распределение Вейбулла; критерий согласия; доверительный интервал; уровень доверия; цензурированная выборка

Подписано в печать 01.04.2015. Формат 60x84 1/8.
Усл. печ. л. 2,79. Тираж 31 экз. Зак. 1474.

Подготовлено на основе электронной версии, предоставленной разработчиком стандарта

ФГУП «СТАНДАРТИНФОРМ»

123995 Москва, Гранатный пер., 4.
www.gostinfo.ru info@gostinfo.ru