



Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение
высшего образования
«Магнитогорский государственный технический университет им. Г.И. Носова»

Ю.В. Жиркин

НАДЕЖНОСТЬ МЕТАЛЛУРГИЧЕСКИХ МАШИН

*Утверждено Редакционно-издательским советом университета
в качестве учебного пособия*

Магнитогорск
2018

УДК 669.002.5-192(075.8)

Рецензенты:

Доктор технических наук, главный научный сотрудник

ГНЦ ВНИИМЕТМАШ

А.А. Филатов

Кандидат технических наук, заведующий кафедрой

«Оборудование металлургических предприятий»

Новотроицкого филиала НИТУ МИСиС

А.В. Нефёдов

Жиркин Ю.В.

Надежность металлургических машин [Электронный ресурс] : учебное пособие / Юрий Васильевич Жиркин ; ФГБОУ ВО «Магнитогорский государственный технический университет им. Г.И. Носова». – Изд. 2-е, подгот. по печ. изд. 2016 г. – Электрон. текстовые дан. (1,53 Мб). – Магнитогорск : ФГБОУ ВО «МГТУ им. Г.И. Носова», 2018. – 1 электрон. опт. диск (CD-R). – Систем. требования : IBM PC, любой, более 1 GHz ; 512 Мб RAM ; 10 Мб HDD ; MS Windows XP и выше ; Adobe Reader 8.0 и выше ; CD/DVD-ROM дисковод ; мышь. – Загл. с титул. экрана.

Рассмотрена методика выполнения курсовой работы и приведены все необходимые справочные данные для студентов направления 150402 «Технологические машины и оборудование» по дисциплине «Надёжность металлургических машин» для обучающихся по направлению 150402 «Технологические машины и оборудование» для профиля «Металлургические машины и оборудование».

УДК 669.002.5-192(075.8)

© Жиркин Ю.В., 2016

© ФГБОУ ВО «Магнитогорский государственный технический университет им. Г.И. Носова», 2016

ОГЛАВЛЕНИЕ

ПРЕДИСЛОВИЕ	4
ВВЕДЕНИЕ	5
ТРЕБОВАНИЯ К ОФОРМЛЕНИЮ КУРСОВОЙ РАБОТЫ	6
1. МЕТОДИКА ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЁЖНОСТИ	7
2. УПОРЯДОЧЕНИЕ ИСХОДНОЙ ВЫБОРКИ О РЕСУРСЕ ИЗДЕЛИЯ	8
3. ПРОВЕРКА СТАТИСТИЧЕСКИХ ГИПОТЕЗ	11
3.1. Общие положения.....	11
3.2. Проверка статистической гипотезы о соответствии выборки экспоненциальному распределению	11
3.3. Проверка статистической гипотезы о соответствии её распределению Вейбулла	17
3.4. Проверка статистической гипотезы о принадлежности выборки к нормальному распределению	18
4. АНАЛИТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОЦЕНИВАНИЯ ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ	22
5. ГРАФИЧЕСКОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ	24
5.1. Методика построения эмпирической функции распределения	24
5.2. Графическое оценивание параметра экспоненциального распределения	26
5.3. Графическое оценивание параметров распределения Вейбулла	27
5.4. Графическое оценивание параметров нормального распределения	29
6. ОЦЕНИВАНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ БЕЗОТКАЗНОСТИ	32
БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК	35
ПРИЛОЖЕНИЕ А. Точность оценки и доверительная вероятность	36
ПРИЛОЖЕНИЕ Б. Биноминальный план испытаний	39
ПРИЛОЖЕНИЕ В. Определение параметров планов испытаний	40
ПРИЛОЖЕНИЕ Г	45

ПРЕДИСЛОВИЕ

Конкретная тема сформулирована в задании данного учебного пособия, номер которого соответствует порядковому номеру студента в группе. Курсовая работа выполняется самостоятельно в течение всего семестра, а её выполнение контролируется на консультациях.

ВВЕДЕНИЕ

Дисциплина НММ предназначена для формирования у студентов знаний, способствующих пониманию процессов, приводящих к снижению работоспособности металлургических машин. Важным является знание закономерностей отказов оборудования, установление которых в процессе эксплуатации конкретного оборудования будет способствовать разработке мероприятий по повышению его надёжности. Целью выполнения курсовой работы является:

- освоение методов по сбору и обработки информации об отказах оборудования;
- установление распределений и их параметров;
- нахождение показателей надёжности рассматриваемого оборудования.

В дальнейшем полученные результаты в курсовой работе будут использоваться в дисциплине «Восстановление работоспособности металлургических машин» при рассмотрении вопросов, связанных с планированием межремонтных периодов и необходимого количества запасных частей.

ТРЕБОВАНИЯ К ОФОРМЛЕНИЮ КУРСОВОЙ РАБОТЫ

Оформление осуществляется в соответствии с требованиями, предъявляемыми к тексту пояснительной записки курсового проекта.

Вычисления должны выполняться в следующей последовательности:

- наименование выполняемого вычисления (производится в последовательности, определённой методическими указаниями);
- записывается расчётная формула;
- расшифровываются символы, входящие в формулу с указанием размерности;
- подставляются в формулу численные значения величин в строгом соответствии с основными размерностями системы СИ;
- записывается полученный результат и его размерность.

Окончательный результат не должен содержать более трёх значащих цифр. Например, на микрокалькуляторе высвечивается

15,6873 записывается 15,7

0,00253 записывается $2,53 \cdot 10^{-3}$

348795 записывается $3,49 \cdot 10^5$

При построении графиков указываются обозначения оси ординат и оси абсцисс и приводится наименование построенной функции.

1. МЕТОДИКА ОПРЕДЕЛЕНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЁЖНОСТИ

При эксплуатации металлургических агрегатов и машин необходимо постоянное поддержание их в работоспособном состоянии с наименьшими затратами труда и материалов при наименьших потерях производства. Это может быть осуществлено только на основе выбора оптимальной стратегии ремонтов и планирования экономически обоснованного количества запасных частей. А это должно базироваться на знании технического состояния оборудования, обеспечивающего заданный уровень надёжности, оцениваемый соответствующими показателями надёжности. Для получения оценок показателей надёжности необходима информация об отказах оборудования, о значениях наработок или ресурсов изделия.

В данном пособии рассматривается методика определения показателей эксплуатационной надёжности элементов металлургических машин по результатам испытаний на надёжность, включающая:

- 1) сбор информации об отказах оборудования (исходные данные, представленные в табл. 1);
- 2) упорядочение исходной выборки о ресурсе изделия;
- 3) проверка статистических гипотез о принадлежности выборки к соответствующему распределению;
- 4) точечное оценивание параметров распределений;
- 5) оценивание показателей надёжности;
- 6) анализ полученных результатов по анализу надёжности изделия.

2. УПОРЯДОЧЕНИЕ ИСХОДНОЙ ВЫБОРКИ О РЕСУРСЕ ИЗДЕЛИЯ

По результатам плана испытаний на надёжность формируется выборка по ресурсам изделия. Выборки по наработкам механизмов стана 2500 горячей прокатки приведены в табл. 1, выборки значений ресурса подшипников качения рабочих валков клетей кварто стана 2000 горячей прокатки приведены в табл. 2 и являются первичной статистической совокупностью.

Данные выборки не дают представления о характере распределения. Поэтому требуется выполнить её упорядочение, то есть расположить значения ресурса подшипников качения в порядке их возрастания (неубывания).

Полученный ряд называется упорядоченной статистической совокупностью, и она позволяет построить статистическую функцию распределения, позволяющую в дальнейшем находить оценки показателей надёжности.

Характерной особенностью работ при проведении испытаний на надёжность в процессе эксплуатации изделий является повышенная опасность грубых ошибок. Для статистической информации о надёжности сравнительно высока вероятность попадания в выборку аномальных реализаций либо как результат ошибки, например в фиксации момента отказа, либо как результат ошибки при классификации отказов.

Выявление таких аномальных реализаций, то есть проверка принадлежности необычайно малой или большой наработки к исходной выборке может быть осуществлена с помощью **F**-распределения для заданного уровня значимости α и фактического числа наработок (см. табл. 1 и 2).

Если выполняется равенство

$$F_{\alpha; 2r-2; 2; \alpha; \dots m; n} < \frac{\sum_{i=2}^r t_i}{(r-1) \cdot t_{\min}}, \quad (1)$$

то наработка необычно малая и её следует убрать.

Если выполняется равенство

$$F_{\alpha; 2; 2r-2; \alpha; \dots; m; n} < \frac{(r-1) \cdot t_{\max}}{\sum_{i=1}^{r-1} t_i}, \quad (2)$$

то наработка необычно большая и ее следует отбросить,

Здесь $r = N$ – общее число наработок до отказа;

$t_{\min}$ – минимальное значение наработки;

$t_{\max}$ – максимальное значение наработки.

Процентили **F**-распределения находятся из табл. Г.11.

ПРИМЕР 1

Для шпильки уравнивающего устройства получены наработки до отказа в сутках: 124, 88, 54, 152, 42, 32, 3, 38, 7, 28.

Установить наличие необычно малой и необычно большой наработок.

Решение

Произведем упорядочение статистической совокупности:

3, 7, 28, 32, 38, 42, 54, 88, 124, 152.

В соответствии с формулой (1) находим

$$F_c = \frac{\sum_{i=1}^N t_i}{(N-1) \cdot t_{\min}} = \frac{7 + 28 + 32 + 38 + 42 + 54 + 88 + 124 + 152}{(10-1) \cdot 3} = 21.$$

Из табл. Г.11 для $\alpha = 0,05$

$$F_{0,05; 2; 10-2; 2} = 19,45 < F_c = 21.$$

Следовательно, наработка до отказа $t_1 = 3$ сут является необычно малой, и ее необходимо исключить из выборки.

По формуле (2) находим

$$F_c = \frac{(N-1) \cdot t_{\max}}{\sum_{i=1}^{N-1} t_i} = \frac{(10-1) \cdot 152}{3+7+28+32+38+42+54+88+124} = 3,28.$$

По табл. Г.11 для $\alpha = 0,05$

$$F_{0,05;2;2 \cdot 10 - 2} = 3,55 > F_c = 3,28.$$

Вывод: наработка $t = 152$ сут не является необычно большой, и ее нельзя исключать из выборки.

3. ПРОВЕРКА СТАТИСТИЧЕСКИХ ГИПОТЕЗ

3.1. Общие положения

По характеру проявления отказов (внезапные или постепенные) выдвигается гипотеза о принадлежности выборки к тому или иному распределению, которая затем проверяется аналитическими или графическими методами.

Наиболее приемлемыми распределениями, характеризующими отказы деталей металлургических машин, являются экспоненциальное, нормальное, Вейбулла. В работе необходимо выполнить проверку всех гипотез, тогда как для конкретной выборки в дальнейшем должно быть выбрано единственное распределение, наиболее полно её характеризующее.

3.2. Проверка статистической гипотезы о соответствии выборки экспоненциальному распределению

Для проверки данной статистической гипотезы наиболее точным является критерий Бартлетта:

$$Br = \frac{2r \left[\ln \hat{T} - (1/r) \sum_{i=1}^r \ln t_i \right]}{1 + (r+1)/6r}, \quad (3)$$

где $\hat{T}$ – точечная оценка среднего ресурса;
N – количество значений ресурса t_i в выборке;
 t_i – значение i-го ресурса.

При выполнении условия

$$\chi^2_{1-\frac{\alpha}{2};m} < B_N < \chi^2_{\frac{\alpha}{2};m}$$

гипотеза о принадлежности выборки к экспоненциальному распределению не отвергается.

Здесь $\chi^2_{q,N-1}$ – квантиль распределение хи-квадрат с $m = N-1$ степенями свободы; N – число значений ресурса (наработки) в выборке с двухсторонними границами для $\underline{q} = 1 - \alpha/2$ и $\bar{q} = \alpha/2$; α – уровень значимости, принимается равным величине – 0,2; 0,1; 0,05).

Значения квантили находятся из табл. Г.3.

ПРИМЕР 2

При испытании на надежность карданного вала формирующего ролика моталки были получены следующие значения наработок в сутках: 1, 4, 26, 5, 15, 5, 8, 3, 12, 5. Проверить гипотезу о принадлежности выборки к экспоненциальному распределению.

Решение

Выполняем упорядочение выборки и проверяем гипотезу о принадлежности выборки к экспоненциальному распределению по критерию согласия Бартлетта (3). Результаты вычислений сводим в таблицу.

N	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	T	$\sum \ln t_i$
t_i	1	3	4	5	5	5	8	12	15	26	8,4	—
$\ln t_i$	0	1,1	1,39	1,61	1,61	1,61	2,07	2,48	2,71	3,25	—	17,83

$$Br = \frac{2N \left[\ln \hat{T} - (1/N) \cdot \sum_{i=1}^N \ln t_i \right]}{1 + \frac{N+1}{6N}} = \frac{2 \cdot 10 [\ln 8,4 - 17,83/10]}{1 + \frac{10+1}{6 \cdot 10}} = 5,9.$$

Для уровня значимости $\alpha = 0,1$ и $N=10$ из табл. Г.3 находим

$$\chi^2_{0,05;9} = 3,33, \quad \chi^2_{0,95;9} = 16,9;$$

$$3,3 < Br = 5,9 < 16,9.$$

Условие выполняется и, следовательно, гипотеза о принадлежности выборки к экспоненциальному распределению не отвергается.

Таблица 1

Наработки оборудования стана 2500 горячей прокатки

Номер варианта	Наименование механизма	Наработки, сут
1	Линия привода 1-го формирующего ролика 1-й моталки	54, 133, 53, 7, 27, 7, 10, 7, 8, 4, 6, 50, 17, 10, 12
2		14, 29, 62, 10, 14, 35, 27, 13, 26, 13, 69, 26, 73, 13, 68, 98, 13
3	Линия привода 3-го формирующего ролика 1-й моталки	74, 7, 11, 13, 1, 49, 41, 12, 4, 12, 14, 5, 44, 14, 6, 16
4		14, 8, 8, 7, 9, 36, 75, 41, 70, 48, 22, 15, 18, 8, 23, 57
5	Линия привода 8-го формирующего ролика 1-й моталки	79, 26, 100, 49, 30, 42, 9, 39, 24, 5, 25, 110, 27, 33, 99, 10
6		14, 87, 19, 3, 13, 7, 91, 11, 15, 111, 17, 14, 6
7	Линия привода 4-го формирующего ролика 2-й моталки	17, 7, 6, 28, 15, 62, 29, 58, 53, 40, 11, 9, 5, 36, 57
8		7, 51, 4, 48, 14, 7, 81, 6, 5, 23, 12, 13, 4
9	Линия привода 6-го формирующего ролика 2-й моталки	41, 14, 3, 32, 12, 32, 12, 54, 37, 26, 19, 4, 2, 14, 47, 5
10		10, 56, 21, 2, 64, 9, 8, 10, 21, 59, 35, 3, 7, 33
11	Линия привода 7-го формирующего ролика 2-й моталки	14, 31, 30, 14, 35, 21, 81, 80, 20, 65, 27, 24, 75, 21, 35, 98, 49
12	Линия привода 4-го формирующего ролика 3-й моталки	62, 23, 63, 6, 32, 7, 31, 8, 18, 90, 20, 4, 14, 24, 6, 26
13		10, 43, 97, 18, 20, 12, 8, 26, 27, 12, 60, 49, 11, 38, 10, 12, 24
14	Карданный вал 1-го формирующего ролика 1-й моталки	54, 36, 7, 21, 24, 77, 12, 14, 94, 10, 13, 77, 26, 21, 4, 10
15	Карданный вал 6-го формирующего ролика	14, 3, 72, 32, 13, 53, 38, 25, 65, 5, 10, 3, 65, 9, 8

Номер варианта	Наименование механизма	Наработки, сут
16	Карданный вал 4-го формирующего ролика 3-й моталки	98, 85, 68, 40, 74, 90, 20, 19, 31, 26, 26, 24
17	Карданный вал 8-го формирующего ролика 1-й моталки	79, 26, 100, 49, 30, 42, 9, 39, 24, 5, 25, 110, 27, 33, 99, 10
18		14, 87, 19, 3, 13, 7, 91, 11, 15, 111, 17, 14, 6
19	1-я секция транспортного рольганга стана 2500 г/прокатки	235, 180, 230, 174, 115, 25, 17, 260, 96, 142, 29, 43, 155, 190, 170, 57
20	2-я секция транспортного рольганга стана 2500 г/прокатки	23, 31, 67, 90, 73, 40, 27, 15, 70, 80, 144, 91, 75, 41, 19, 38
21	3-я секция транспортного рольганга стана 2500 г/прокатки	74, 56, 45, 30, 24, 28, 42, 48, 67, 90, 105, 27, 67, 17, 14, 18
22	4-я секция транспортного рольганга стана 2500 г/прокатки	13, 96, 27, 92, 29, 75, 36, 42, 54, 57, 30, 25, 30, 26, 45, 67
23	5-я секция транспортного рольганга стана 2500 г/прокатки	95, 77, 98, 65, 111, 48, 35, 40, 124, 136, 80, 42, 48, 24, 78, 70
24	6-я секция транспортного рольганга стана 2500 г/прокатки	24, 27, 23, 35, 44, 74, 63, 58, 98, 125, 70, 74, 59, 49, 85, 87
25	Пружины уравнивания верхнего шпинделя	12, 14, 19, 18, 57, 102, 90, 29, 48, 70, 48, 42, 11, 90, 70, 28

Таблица 2

Ресурс подшипников качения рабочих валков стана 2000
горячей прокатки

Номер варианта	Номер клетки	Опора	Год	Ресурс, ч					
1	7	Ф	2003- 2007	3030	3900	2760	3952	4360	4268
2			2008- 2010	1160	3960	3780	3990	4480	3980
				3968	3670	4120	Швеция		
3	8	Ф	2003- 2007	2568	2220	5760	2876	2617	4280
4				3968	3724	2860	2818	3748	4040
5				Румыния					
				2640	2370	2732	3012	3331	3060
				3860	3096	3564	4152	3870	4340
				3876	2860	4112	Швеция		
			2008- 2010	2860	4400	3920	3960	3960	2524
				4605	3800	4376	4690	3920	4605
				3982	4100	4210	США		
6	9	Ф	2003- 2007	2520	3800	2198	2544	2340	2617
7				4580	3300	3660	3697	3682	4004
				5676	4212	4080	Румыния		
			2008- 2010	2970	3680	4060	0423	4780	3240
				4808	4425	3840	5568	4460	4820
				4425	3840	США			
8	10	Ф	2003- 2007	3036	2040	2612	2580	3264	3164
9				3452	3880	3986	4100	4128	3240
				3720	4148	Румыния			
			2008- 2010	4160	3680	3960	3890	5692	3684
				3488	3240	4788	4320	4024	3120
				4350	4788	США			

Продолжение табл. 2

Номер варианта	Номер клетки	Опора	Год	Ресурс, ч					
10	11	Ф	2003- 2005	2480 3380 3820	2660 3420 3832	2484 3580 3960	2926 3860	2900 3720	2820 3588 Румыния
11			2006- 2007	3816 4318 4290	4312 3988 4072	3740 3960 4020	3760 3704	3967 4230	3860 3840 Румыния
12			2008- 2010	3720 3980 4130	4100 3408 4472	3960 3960 3960	3876 4580	4280 3900	4120 3930 Румыния
13	12	Ф	2003- 2004	1900 2920 3370	2508 2940 4385	1716 2832 3567	3588 4260	2344 3456	2206 2652 Румыния
14			2005- 2006	3857 4680 3960	4780 4320 4180	4358 4247	4696 3920	3830 4280	4180 3800 Румыния
15			2007	3926 3032 4216	3758 3564	4200 4160	3860 3960	4304 4732	3052 3980 Румыния
16			2008- 2010	2100 3956 4240	3820 3940 3780	3860 4180 4512	3696 4116	4340 4512	4060 3960 Румыния
17		НФ	2003- 2005	3168 3420 3900	2830 3560	2860 3620	3442 4124	3612 3600	3972 3843 Румыния
18			2006- 2007	3688 3892 3630	3945 3948	4100 4252	4160 4308	3984 4276	4320 4200 Румыния
19			2008- 2009	4050 3120 3120	5120 3130	4280 4280	4320 4320	3684 3684	3960 3960 США

Номер варианта	Номер клетки	Опора	Год	Ресурс, ч					
20	12	НФ	2010	3840	4072	3190	3132	3420	3724
				3372	2640	3624	3120	3230	4070
				4210	США				
21	13	Ф	2003-	2280	2184	2880	2412	3700	2217
			2004	3024	2484	3082	3650	3680	3783
				3782	3998	3872	Румыния		
22			2005-	3944	3948	3720	4120	4070	3948
			2007	4120	4164	3860	3600	3760	5180
				4270	3900	Румыния			

В таблице:

Ф – фиксированная опора рабочих валков;

НФ – не фиксированная опора рабочих валков;

2003 – 2007 гг. – перевод смазывания ПК рабочих валков с пластичного смазочного материалом на жидкий с использованием системы смазывания «масло-воздух»;

2008 – 2010 гг. – смазывание ПК рабочих валков полностью системами «масло-воздух».

3.3. Проверка статистической гипотезы о соответствии её распределению Вейбулла

Проверка гипотезы о принадлежности выборки к распределению Вейбулла осуществляется с использованием критерия «S-статистика»:

$$S = \frac{\sum_{i=[r/2]+1}^{r-1} \left(\frac{\ln t_{i+1} - \ln t_i}{M_i} \right)}{\sum_{i=1}^{r-1} \left(\frac{\ln t_{i+1} - \ln t_i}{M_i} \right)}, \quad (4)$$

где M_i – весовой коэффициент, значения которого берутся из табл. Г.4;
 $[r/2]$ – означает, что берется целая часть числа.

При выполнении условия:

$$S_{kp(q,r)} > S$$

гипотеза о принадлежности выборки к распределению Вейбулла не отвергается.

Здесь S_{kp} для доверительной вероятности q и числа отказов $r = N$ берется из табл. Г.2.

ПРИМЕР 3

Проверить гипотезу о принадлежности к распределению Вейбулла исходной выборки

52, 32, 96, 75, 60, 38, 42, 79, 55, 63

Решение

Возможность принадлежности исходной выборки к распределению Вейбулла проверяем по критерию «S-статистика».

$$S = \frac{\sum_6^9 \left(\frac{\ln t_{i+1} - \ln t_i}{M_i} \right)}{\sum_1^9 \left(\frac{\ln t_{i+1} - \ln t_i}{M_i} \right)} = \frac{1,476}{2,804} = 0,526.$$

Производим упорядочение выборки в соответствии с количеством в ней элементов, заносим в установленной последовательности значения M_i , а вычисления сводим в таблицу.

Из табл. Г.2 для $q=0,9$ и $N=10$ находим: $S_{kp(0,9;10)} = 0,6$.

Условие

$$S=0,526 < S_{kp}=0,64$$

выполняется и, следовательно, гипотеза о принадлежности выборки к распределению Вейбулла не отвергается.

3.4. Проверка статистической гипотезы о принадлежности выборки к нормальному распределению

Проверка осуществляется по статистическому критерию Пирсона χ^2 с использованием значений квантилей $\chi^2_{\alpha; k-3}$ распределения хи-квадрат

$$\chi_c^2 = \sum \frac{(\hat{P}_i - P_i)^2}{P_i},$$

где P_i – теоретическая частота;
 $\hat{P}_i$ – статистическая частота.

N	t _i	ln t _i	ln t _{i+1} - ln t _i	M _i	ln t _{i+1} - ln t _i	9 Σ 6
					M _i	
1	32	3,466	0,171	1,054	0,162	1,476
2	38	3,636	0,101	0,56	0,180	
3	42	3,738	0,251	0,4	0,627	
4	54	3,989	0,118	0,324	0,055	
5	55	4,007	0,087	0,286	0,304	
6	60	4,094	0,049	0,269	0,182	
7	63	4,143	0,174	0,272	0,64	
8	75	4,317	0,052	0,301	0,173	
9	79	4,369	0,195	0,405	0,481	
10	96	4,564	9 Σ= 2,804 1			

При выполнении условия

$$\chi_c^2 < \chi_{\alpha; k-3}^2, \quad \alpha = 1 - q$$

гипотеза о принадлежности выборки к нормальному распределению не отвергается.

Значения $\chi_{q,m}^2$ берутся из табл. Г.3 (принимать $q = 0,9$).

ПРИМЕР 4

Получены наработки карданного вала 7-го формирующего ролика моталки в сутках:

43, 3, 44, 62, 82, 80, 24, 77, 4, 21.

Проверить, принадлежит ли данная наработка к нормальному распределению.

Решение

Проверку осуществляем по критерию согласия Пирсона.

Упорядочиваем заданную статистическую совокупность:

3, 4, 21, 24, 43, 44, 62, 77, 80, 82.

Разбиваем ее на интервалы протяжённостью L .

$$L = \frac{R}{k} = \frac{82 - 3}{5 \lg 10} = 16 \text{ сут.}$$

$$R = \frac{t_{\max} - t_{\min}}{k}; \quad k = 5 \lg N.$$

Вычисление теоретических частот P_i сведем в таблицу.

К	Границы интервалов	Середина интервалов	$z_i = \frac{t_i - t^*}{\sigma^*}$	$z_{i+1} = \frac{t_{i+1} - t^*}{\sigma^*}$	$\Phi(z_i)$	$\Phi(z_{i+1})$	P_i	$\hat{P}_i$
1	3...19	11	$-\infty$	-1,062	-0,5	-0,356	0,144	0,2
2	19...35	27	-1,062	-0,352	-0,356	-0,137	0,219	0,2
3	35...51	43	-0,352	0,352	-0,137	0,137	0,274	0,2
4	51...67	59	0,352	1,062	0,137	0,356	0,219	0,1
5	67...83	75	1,062	∞	0,356	0,5	0,144	0,3

В таблице:

$\Phi(z)$ – функция Лапласа из табл. Г.9;

t^* – среднее значение величин середины интервалов,

$$t^* = \frac{11 + 27 + 43 + 54 + 75}{5} = 43 \text{ сут.};$$

σ^* – среднеквадратичное отклонение середины интервалов,

$$\sigma^* = \sqrt{(v_2 - v_1^2)} = 2361 - 1849 = 22,6 \text{ сут.};$$

$$v_2 = \frac{11^2 + 27^2 + 43^2 + 59^2 + 75^2}{5} = 2361,$$

$$v_1 = t^* = 43 \text{ сут.};$$

$P_i = \Phi_{z_{i+1}} - \Phi_{z_i}$ для каждого из К интервалов,

$$\hat{P}_i = \frac{n}{N};$$

где n – число значений ресурса изделия, попавших в i -й интервал.

Тогда для принятого значения уровня значимости $\alpha = 0,05$, $k = 5$, $m = 3$ значения квантили хи-квадрат из табл. Г.3.

$$\chi_{0,1;2}^2 = 0,211.$$

Определяем критерий согласия Пирсона

$$\chi_c^2 = \sum \frac{(\hat{P}_i - P_i)^2}{P_i} = \frac{0,056^2}{0,144} + \frac{0,019^2}{0,219} + \frac{0,074^2}{0,274} + \frac{0,119^2}{0,219} + \frac{0,156^2}{0,144} = 2,455.$$

Условие

$$\chi_c^2 = 2,455 > \chi_{0,1;2}^2 = 0,211$$

выполняется и, следовательно, гипотеза о принадлежности данной выборки к нормальному распределению отвергается.

4. АНАЛИТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОЦЕНИВАНИЯ ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

1. *Оценивание параметра экспоненциального распределения*

При плане [NUN] для получения точечной оценки параметра λ экспоненциального распределения используют статистику:

$$\lambda = \frac{N-1}{\sum_{i=1}^N t_i}, \quad (5)$$

где N – объём выборки;
 t_i – значения ресурса.

2. *Оценивание параметров распределения Вейбулла*

При плане [NUN] для получения точечных оценок параметров распределения Вейбулла – ресурсная характеристика «а», параметр формы «б» используются статистики:

$$\hat{a} = \exp\left(\sum_{i=1}^N a_i \ln t_i\right); \quad (6)$$

$$b = \left(\sum_{i=1}^N c_i \ln t_i\right)^{-1}, \quad (7)$$

где a_i и c_i – коэффициенты из табл. Г.4.

ПРИМЕР 5

При плане [NUN] выполнить оценивание параметров распределения Вейбулла для условий примера 3.

Решение

Вычисление параметров «а» и «б» осуществляется по формулам (6), (7), а результаты расчётов сводятся в таблицу.

N	t_i	$\ln t_i$	a_i	$a_i \ln t_i$	c_i	$c_i \ln t_i$
1	32	3,466	0,0273	0,0946	-0,0727	-0,2520
2	38	3,689	0,040	0,1455	-0,0780	-0,2837
3	42	3,738	0,0525	0,1962	-0,0772	-0,2886
4	54	3,989	0,0654	0,2609	-0,0719	-0,2868

N	t _i	ln t _i	a _i	a _i ln t _i	c _i	c _i ln t _i
5	55	4,007	0,0793	0,3178	-0,0616	-0,2468
6	60	4,094	0,0946	0,3873	-0,0454	-0,1859
7	63	4,143	0,1124	0,4657	-0,0207	-0,0858
8	75	4,317	0,1342	0,5793	0,0179	0,0773
9	79	4,369	0,1642	0,7174	0,0851	0,3718
10	96	4,564	0,230	1,0497	0,3246	1,4815
Σ=4,2144					Σ=0,301	

Тогда точечная оценка ресурсной характеристики

$$\hat{a} = e^{4,21} = 67,65.$$

Точечная оценка параметра формы

$$\hat{b} = 1 / 0,301 = 3,32.$$

3. Оценивание параметров нормального распределения

При плане [NUN] для получения точечных оценок параметров нормального распределения μ – математическое ожидание и σ – средне-квадратическое отклонение используют статистики:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i; \quad (8)$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum (t_i - \hat{\mu})^2}{N - 1}}. \quad (9)$$

5. ГРАФИЧЕСКОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

5.1. Методика построения эмпирической функции распределения

Оценивание параметров распределений можно осуществлять по вероятностным сеткам на рис. 1-3 с координатами: функция распределения F , численное значение ресурса (наработки).

Методика нанесения точек эмпирической функции распределения на вероятностную сетку заключается в следующем:

- значение функции F_1 наносится в точке 1, соответствующей по оси абсцисс значению наименьшего ресурса (наработки) в исходной выборке;
- второе значение функции F_2 наносится в точке 2, соответствующей следующему по величине ресурсу (наработке), и т.д. для каждого последующего значения ресурса (наработки) из исходной наработки.

Значения эмпирической функции распределения рассчитываются по следующим зависимостям:

для экспоненциального распределения

$$F_i = \frac{i}{N + 0,5}; \quad (10)$$

для распределения Вейбулла

$$F_i = (i - \alpha) / (N - \alpha - \beta + 1), \quad (11)$$

где $\alpha = 0,52 \cdot \left(\frac{b-1}{b}\right), \quad \beta = 0,5 - 0,2\left(\frac{b-1}{b}\right);$

b – параметр формы распределения;

для нормального распределения

$$F(x_i) = \frac{i - 0,375}{N + 0,25}, \quad (12)$$

где N – число значений ресурса (наработок) изделия;

i – порядковый номер значения ресурса (наработки) изделия в упорядоченной выборке.

Если точки эмпирической функции распределения на вероятностной бумаге удовлетворительно аппроксимируются прямой, то данная выборка относится к соответствующему распределению, и тогда возможно оценивание параметров соответствующего распределения.

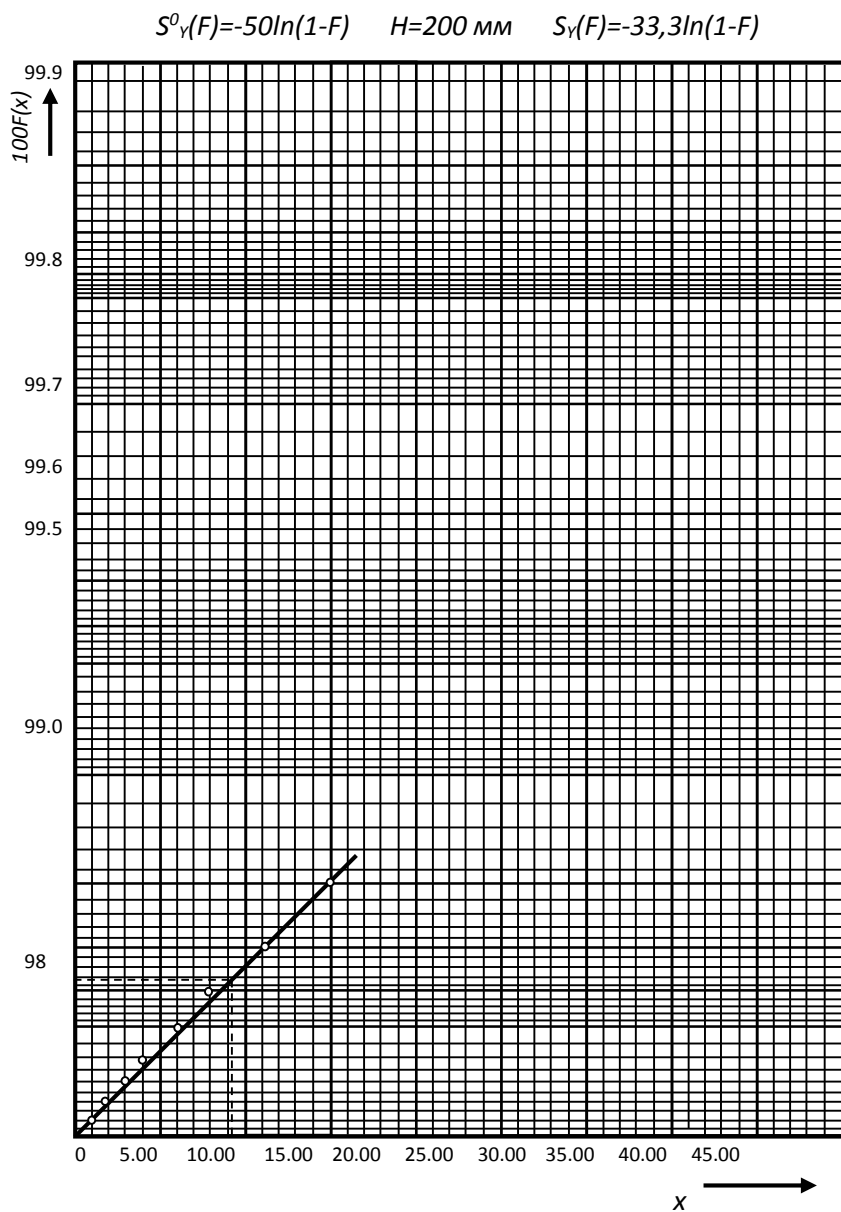


Рис. 1. Графическое оценивание параметра
экспоненциального распределения

5.2. Графическое оценивание параметра экспоненциального распределения

По формуле (12) находим значения функции распределения $F(x)$ и наносим на вероятностную сетку (см. рис. 1) точки с координатами $[x_i; 100 \cdot F(x_i)]$. Далее оценивается возможность проведения через эти точки прямой, что характеризует принадлежность данной выборки к экспоненциальному распределению. Обычно рекомендуется проводить «на глаз» прямую, наименее уклоняющуюся от точек эмпирической функции распределения, и таким образом, чтобы над прямой и под ней оказалось примерно одинаковое количество точек. Во многих случаях существующую здесь неоднозначность можно уменьшить, соблюдая дополнительное условие: лучшей считается прямая, накрывающая большее число точек.

ПРИМЕР 6

Найти параметры экспоненциального распределения для упорядоченной статистической совокупности: 1, 2, 3, 4, 6, 8, 11, 15.

Решение

Находим значения функции распределения в точках i для соответствующих значений ресурса изделия

$$F(x_i) = \frac{i}{N + 0,5};$$

$$F(x_1) = \frac{1}{8 + 0,5} = 0,117 \rightarrow 11,7\%;$$

$$F(x_2) = \frac{2}{8 + 0,5} = 0,235 \rightarrow 23,5\%;$$

$$F(x_3) = \frac{3}{8 + 0,5} = 0,353 \rightarrow 35,3\%;$$

$$F(x_4) = \frac{4}{8 + 0,5} = 0,471 \rightarrow 47,1\%;$$

$$F(x_5) = \frac{5}{8 + 0,5} = 0,588 \rightarrow 58,8\%;$$

$$F(x_6) = \frac{6}{8 + 0,5} = 0,706 \rightarrow 70,6\%;$$

$$F(x_7) = \frac{7}{8+0,5} = 0,824 \rightarrow 82,4\%;$$

$$F(x_8) = \frac{8}{8+0,5} = 0,941 \rightarrow 94,1\%.$$

Наносим на вероятностную сетку (см. рис. 1) точки с координатами [1;11,7], [2;23,5], [3;35,3], [4;47,1], [6;58,8], [8;70,6], [11;82,4], [15;94,1] и проводим через них прямую. Абсцисса точки с ординатой 63,8 соответствует значению ресурса (наработки) 9,2. Тогда точечная оценка параметра экспоненциального распределения $\hat{\lambda} = 1/\hat{T} = 1/9,2 = 0,11$.

5.3. Графическое оценивание параметров распределения Вейбулла

Оценивание параметров распределения Вейбулла можно находить по вероятностной сетке (см. рис. 2), используя зависимость

$$\ln \Lambda(t) = \ln \{-\ln[1-F(t)]\}; y = \ln \Lambda(t),$$

где $\Lambda(t)$ – накопленная интенсивность отказов.

Вычисление накопленной частоты отказов производят в следующей последовательности:

- наработки до отказа и цензурирования выстраиваются в вариационный ряд;
- для каждого значения t_i вычисляются соответствующие значения оценки накопленной интенсивности отказов:

$$\Lambda_i = \Lambda_{i-1} + 1/R_i; \quad \Lambda_0 = 0,$$

где R_i – инверсионный номер изделия, то есть ранг, отсчитанный с конца вариационного ряда.

Если точки с координатами $[\ln \Lambda_i; \ln t_i]$ на вероятностной сетке удовлетворительно аппроксимируются прямой, то переходят к точечной оценке параметров a и b .

Пересечение полученной прямой с линией, проведенной параллельно оси абсцисс из точки с ординатой $y=0$, дает точку, абсцисса которой характеризует точечную оценку параметра a .

Точка пересечения прямой, проведенной из специальной точки A параллельно построенной прямой, со шкалой b дает искомую оценку параметра b .

Оценка параметра a равна абсциссе точки пересечения построенной прямой и линии, проведенной из точки с ординатой $F(x)=0,623$ или $y=0$.

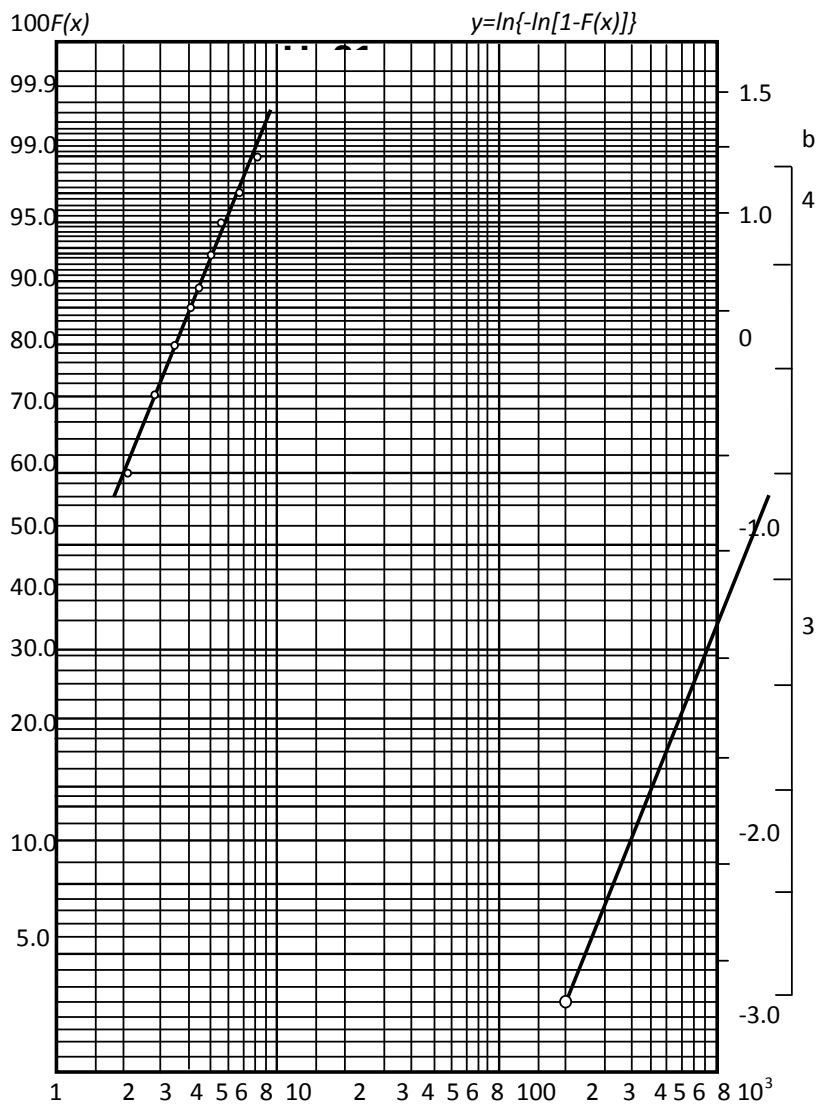


Рис. 2. Графическое оценивание параметров распределения Вейбулла

ПРИМЕР 7

Выполнить графическое оценивание параметров распределения Вейбулла, имея следующую исходную выборку наработок до отказа (сут) вкладышей универсального шпинделя: 54, 32, 96, 75, 60, 38, 42, 79, 55, 63.

Решение

Для нахождения оценок параметров распределения Вейбулла воспользуемся вероятностной сеткой (см. рис. 2). На вероятностной сетке справа на оси ординат отложена шкала логарифмов накопленной частоты отказов.

Вычисления накопленной частоты сведем в таблицу.

I	R_i	t_i	$1/R_i$	Λ_i	$\ln \Lambda_i$
1	10	32	0,1	0,1	-2,3
2	9	38	0,11	0,21	-1,56
3	8	42	0,125	0,335	-1,09
4	7	54	0,143	0,478	-0,74
5	6	55	0,167	0,645	-0,44
6	5	60	0,2	0,845	-0,17
7	4	63	0,25	1,095	0,09
8	3	75	0,333	1,425	0,36
9	2	79	0,5	1,928	0,66
10	1	96	1,0	2,925	1,07

Наносим на вероятностную сетку точки с координатами $[x=t_i; y=\ln \Lambda_i]$ и проводим через них прямую.

Пересечение прямой с линией, проведенной параллельно оси абсцисс из точки с ординатой $y=0$, дает оценку параметра a :

$$a=65.$$

Из точки A проводим луч параллельно построенной прямой до пересечения со шкалой b . Точка пересечения дает точечную оценку параметра $b=3,2$.

5.4. Графическое оценивание параметров нормального распределения

Оценивание параметров нормального распределения осуществляется по вероятностной сетке на рис. 3. На вероятностную сетку наносятся

точки с координатами $[x_i; 100F(x_i)]$, где x_i – значение ресурса (наработки), а $F(x_i)$ – значение функции распределения для данного ресурса (наработки).

ПРИМЕР 7

Выполнить оценивания параметров нормального распределения для упорядоченной статистической совокупности: 32, 42, 48, 50, 56, 62, 66, 72, 80, 96.

Решение

По формуле (12) находим значения $F(x_i)$ и на вероятностную сетку (рис. 3) наносим точки с координатами $[x_i; 100F(x_i)]$.

$$F(x_i) = \frac{i - 0,375}{N + 0,25};$$

$$F(x_1) = \frac{1 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,061; \quad F(x_2) = \frac{2 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,158;$$

$$F(x_3) = \frac{3 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,256; \quad F(x_4) = \frac{4 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,354;$$

$$F(x_5) = \frac{5 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,451; \quad F(x_6) = \frac{6 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,549;$$

$$F(x_7) = \frac{7 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,646; \quad F(x_8) = \frac{8 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,744;$$

$$F(x_9) = \frac{9 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,841; \quad F(x_{10}) = \frac{10 - 0,375}{10 + 0,25} = 0,939.$$

На вероятностную сетку (см. рис. 3) наносим точки с координатами [32; 6,1], [42; 15,8], [48; 25,6], [50; 35,4], [56; 45,1], [62; 54,9], [66; 64,6], [72; 74,4], [80; 84,1], [96; 93,9].

Так как через нанесенные точки возможно провести прямую (по методике, описанной в п. 5.1), то делаем заключение, что данная выборка принадлежит к нормальному распределению.

Оценкой параметра μ нормального распределения является абсцисса точки на прямой с ординатой $[100 F(x)=50$ или $[U_q=0]$ $\mu=57$.

Абсциссы точек на прямой с ординатами $[U_q=-1]$ и $[U_q=+1]$ определяют параметр $\hat{\sigma}$:

$$\hat{\sigma} = x(u_q = +1) - \mu = 77 - 57 = 20;$$

$$\hat{\sigma} = \mu - x(u_q = -1) = 57 - 37 = 20.$$

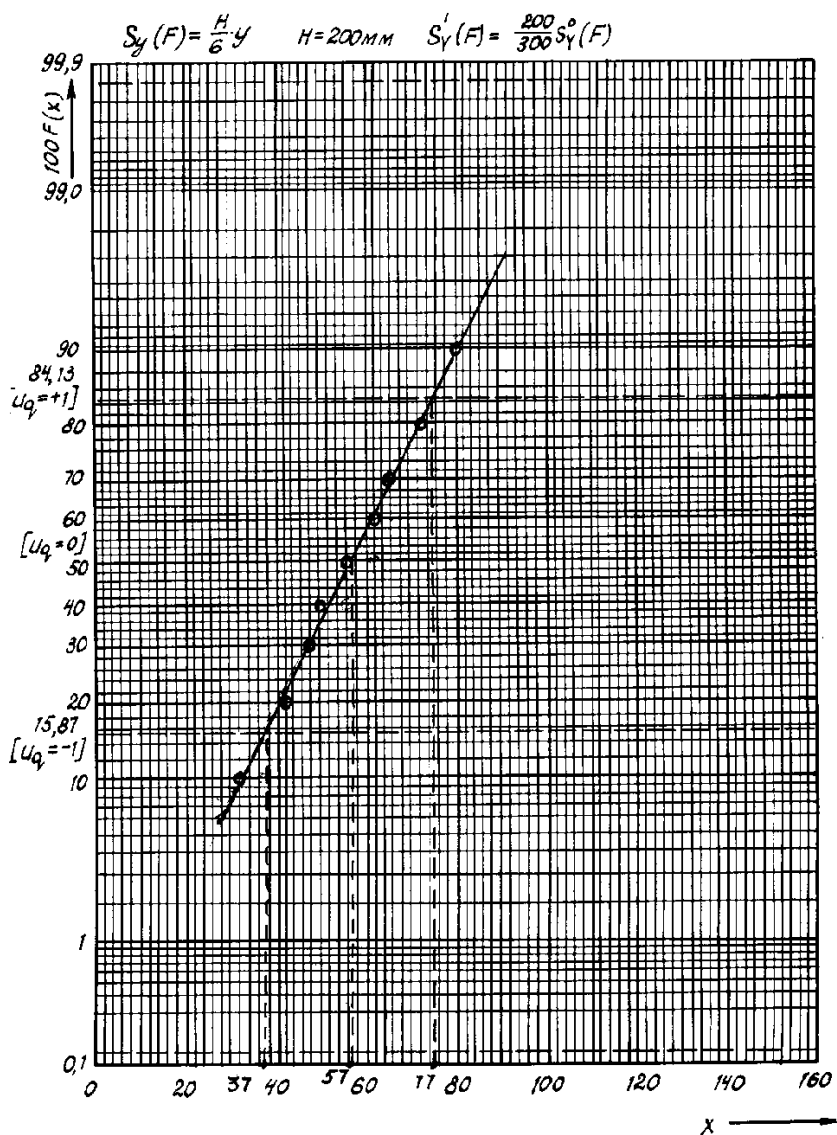


Рис. 3. Графическое оценивание параметров нормального распределения

6. ОЦЕНИВАНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ БЕЗОТКАЗНОСТИ

Значения показателей безотказности, определяемые по результатам испытаний, являются оценками показателей надёжности.

За значения показателей надёжности принимают точечную оценку или границы доверительного интервала нижнюю (НДГ) и верхнюю (ВДГ) границы.

Вычисление точечных оценок и НДГ осуществляется по следующим формулам.

Экспоненциальное распределение

Средняя наработка

$$\hat{T} = \frac{1}{\hat{\lambda}}. \quad (13)$$

Нижняя доверительная граница средней наработки

$$\underline{T} = \hat{T} \frac{2(N-1)}{\chi_{\alpha, 2N}^2}. \quad (14)$$

Значения критерия $\chi_{q,m}^2$ приведены в табл. Г.3, q = 1-α.

Гамма-процентная наработка

$$\hat{T}_\gamma = \frac{1}{\hat{\lambda}} \ln \frac{1}{\gamma}. \quad (15)$$

Вероятность безотказной работы

$$P(t) = e^{-\frac{t}{\hat{T}}}. \quad (16)$$

Интенсивность отказов

$$\lambda(t) = \hat{\lambda}.$$

Распределение Вейбулла

Средняя наработка

$$\hat{T} = \hat{a} \cdot \Gamma \left(1 + \frac{1}{\hat{b}} \right). \quad (17)$$

Значения гамма-функции $\Gamma(x)$ приведены в табл. Г.1 и Г.5.

Нижняя доверительная граница средней наработки

$$\underline{T} = \hat{T} \exp\left(-\frac{V_q}{\hat{b}}\right). \quad (18)$$

Значения квантили распределения статистики V_q приведены в табл. Г.7.

Гамма-процентная наработка

$$\hat{T}_\gamma = \hat{a} \cdot \left(\ln \frac{1}{\gamma}\right)^{\frac{1}{\hat{b}}}. \quad (19)$$

Вероятность безотказной работы

$$\hat{P}(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}}\right]. \quad (20)$$

Интенсивность отказов

$$\hat{\lambda}(t) = \frac{\hat{b}}{\hat{a}} \cdot \left(\frac{t}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}-1}. \quad (21)$$

Нормальное распределение

Точечное оценивание:

– средняя наработка

$$\hat{T} = \hat{\mu}; \quad (22)$$

– гамма-процентная наработка

$$\hat{T}_\gamma = \hat{\mu} - u_\gamma \cdot \hat{\sigma}; \quad (23)$$

где u_γ – значение квантили порядка γ , табл. Г.10;

– интенсивность отказов

$$\hat{\lambda}(t) = \frac{\varphi\left(\frac{\hat{\mu}-t}{\hat{\sigma}}\right)}{\hat{\sigma} \cdot \Phi\left(\frac{\hat{\mu}-t}{\hat{\sigma}}\right)}; \quad (24)$$

– вероятность безотказной работы

$$P(t) = \Phi\left(\frac{\hat{\mu}-t}{\hat{\sigma}}\right). \quad (25)$$

Определение нижней доверительной границы (НДГ) средней наработки до отказа по зависимости

$$\underline{T} = \hat{T} - t_{q; (r-1)} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{r}}, \quad (26)$$

где $t_{q; (r-1)}$ – квантиль распределения Стьюдента (табл. Г.6); при плане [NUN] $r=N$;

$\varphi(x)$ – плотность нормированного нормального распределения из табл. Г.8.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Жиркин Ю.В. Надёжность, эксплуатация и ремонт металлургических машин: учебник. М.: Теплотехник, 2009. 336 с.
2. Жиркин Ю.В. Надёжность, эксплуатация, техническое обслуживание и ремонт металлургических машин. Магнитогорск: МГТУ, 1998.

ПРИЛОЖЕНИЕ А

Точность оценки и доверительная вероятность

Имея исходную выборку, можно получить приближенное значение определяемого показателя, в частности средней наработки T , называемое точечной оценкой средней наработки $\hat{T}$. Но точечная оценка представляет собой лишь частное значение случайной величины наработки.

Поэтому важно еще знать практически надежные границы, за которые не выйдет оцениваемый показатель, т.е. найти такой интервал, который с достаточно высокой вероятностью q «накрывает» фактическое значение средней наработки T .

А именно, что

$$q = P\{\underline{T} < T < \bar{T}\},$$

где $\underline{T}$ и $\bar{T}$ – нижняя и верхняя границы доверительного интервала (НДИ и ВДИ);

q – доверительная вероятность.

Задаваясь предельным значением доверительной вероятности, мы не можем исключить вероятности (как правило, очень малой) того, что неизвестное значение средней наработки не останется за пределами интервала.

Есть вероятности того, что найденный интервал не накроет значение средней наработки своим левым или правым концом, т.е. вероятности ошибок ε_1 и ε_2 , называемые уровнями значимости оценок.

Доверительная вероятность и вероятности ошибок связаны соотношением

$$q + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 = 1.$$

Чаще всего вероятности ошибок выбираются одинаковыми и равными $\alpha/2$, тогда

$$q = 1 - \alpha.$$

С другой стороны, протяженность доверительного интервала и его положение зависят от объема исходной выборки (рис. А.1).

При фиксированной точности (величине доверительного интервала) доверительная вероятность будет возрастать по мере увеличения объема выборки (числа отказов). При фиксированном объеме выборки (числе отказов) повышение доверительной вероятности приводит к расширению доверительного интервала, т.е. к снижению точности оценки. И наоборот, повышения точности оценки (сужения доверительного интервала) нельзя достичь, не уменьшая доверительную вероятность.

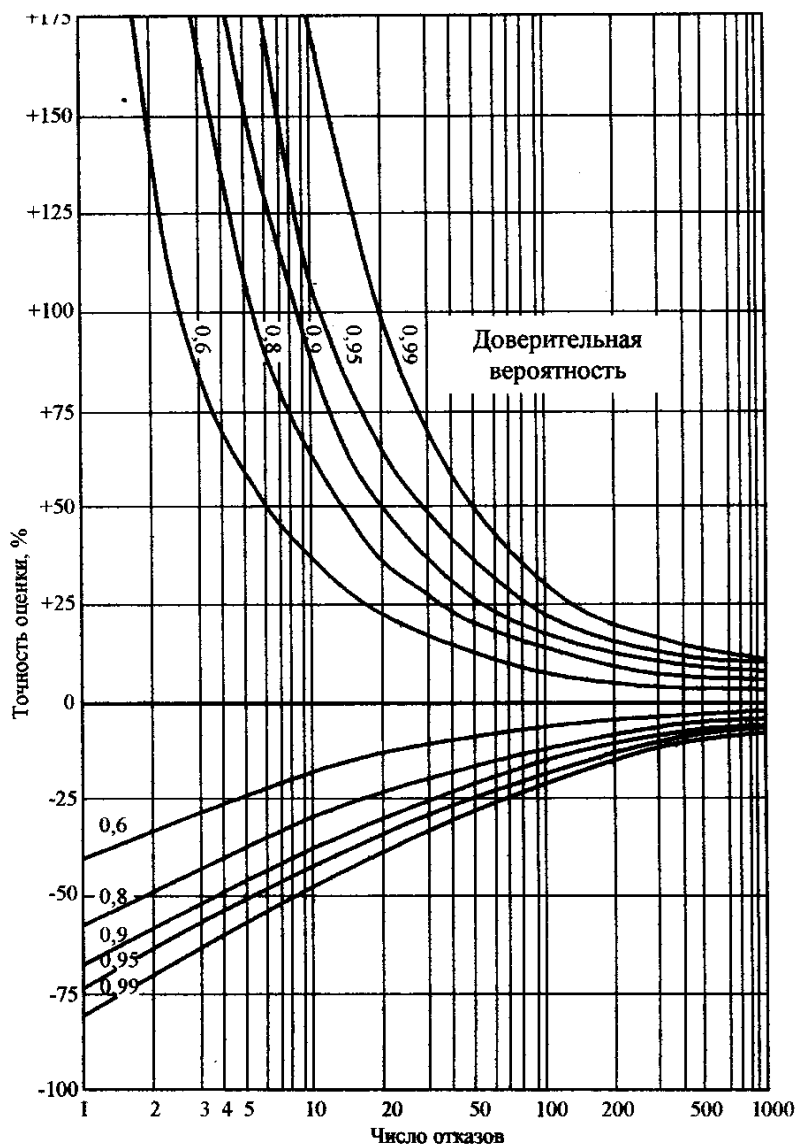


Рис. А.1. Доверительные интервалы оценки средней наработки до отказа

Точность оценки характеризуется величиной предельной относительной погрешности – δ . Величина относительной погрешности принимается в пределах $0 < \delta \leq 0,2$.

$$\delta = \max \left\{ \frac{\hat{T} - T}{\hat{T}}, \frac{\bar{T} - \hat{T}}{\bar{T}} \right\}.$$

Доверительная вероятность задается в пределах $0,8 \leq q < 1$.

То есть, заменяя фактические значения средней наработки их оценками, мы совершаем какую-то ошибку, величина которой с вероятностью q не превышает значения δ только для данного объема выборки.

Если известен вид функции распределения оцениваемого показателя, то принцип вычисления доверительных интервалов сводится к тому, что в качестве НДГ и ВДГ принимаются квантили этого распределения по соответствующему уровню.

Квантиль уровня $\varepsilon = \alpha/2$ определяет НДГ средней наработки $\underline{T}$, а квантиль уровня $1-\varepsilon$ определяет ВДГ средней наработки $\bar{T}$.

Известные методы точечных оценок можно условно разделить на две группы:

- аналитические (метод максимального правдоподобия, метод моментов, метод квантилей и др.);
- графические (с использованием вероятностных бумаг и номограмм).

Аналитические методы оценок исходят из доверия к каждому элементу выборки и поэтому не чувствительны к засорению выборки наработками, являющимися ошибками при измерении.

Наглядность графических методов позволяет исключить, по крайней мере, грубые ошибки. Поэтому применительно к обработке результатов испытаний на надежность в условиях малого объема статистической информации, низкой ее достоверности и лишь ориентировочных сведений о виде распределений исследуемой случайной величины, графические методы приобретают особое значение.

ПРИЛОЖЕНИЕ Б

Биномиальный план испытаний

Когда в процессе эксплуатации металлургического оборудования необходимо установить вероятность его безотказной работы, то применяют биномиальный план испытаний. По этому плану наблюдения осуществляются на интервале $[0, t]$, значения наработок $\tau_i > t$ не регистрируются.

Информация, получаемая из испытаний (наблюдений), должна регистрироваться в виде совокупности двух величин (условия схемы Бернулли):

- объём N (количество объектов) испытаний;
- число r отказов в N испытаниях.

Физическая природа объекта по этой схеме не имеет значения.

Предполагается, что отказы при каждом испытании независимы, а их вероятности равны. Вероятность безотказной работы системы в одном её испытании обозначим через P .

Точечной оценкой для неизвестной вероятности P является статистика.

$$\hat{P} = 1 - r/N.$$

Для вычисления нижней доверительной границы НДГ с заданной доверительной вероятностью $\underline{P}$ хорошие (но несколько завышенные) результаты даёт формула

$$\underline{P} = \hat{P}(1 - q)^{1/(N-r)}.$$

ПРИЛОЖЕНИЕ В

Определение параметров планов испытаний

Для выбранного плана испытаний необходимо установить объём выборки N , который определяет точность и достоверность оценки параметра распределения или показателя надёжности.

Необходимый объём выборки для оценки средней наработки до отказа может быть определён по следующим формулам в случаях:

* экспоненциального распределения ($b = 1$), распределения Вейбулла:

$$\frac{2N}{\chi^2_{1-q}(2N)} = (\delta + 1)^b \quad (\text{планы [NUN] и [NUz]}); \quad (B.1)$$

$$\frac{2r}{\chi^2_{(1-q);2r}} = (\delta + 1)^b; \quad r = v \cdot N \text{ (план [Nur])}; \quad (B.2)$$

* нормального распределения:

$$\frac{t_{q;(N-1)}}{\sqrt{N}} = \frac{\delta}{v} \quad (\text{планы [NUN] и [NUz]}); \quad (B.3)$$

$$\frac{t_{q;(r-1)}}{\sqrt{r}} = \frac{\delta}{v}; \quad r = v \cdot N \text{ (план [Nur])}; \quad (B.4)$$

* логарифмически нормального распределения:

$$N = \left(\frac{u_q}{\delta} \right)^2 \ln(v^2 + 1) \left[1 + 0,5 \ln(v^2 + 1) \right]; \quad (\text{план [NUN]}), \quad (B.5)$$

где v – степень цензурирования;

t_q – квантиль распределения Стьюдента (табл. Г.4);

U_q – квантиль нормального распределения (табл. Г.3);

v – коэффициент вариации.

При выборе значений δ , q и v можно пользоваться нижеследующими рекомендациями.

Рекомендации по выбору значений δ и q

	δ	q
Изделие в целом	0,15 – 0,20	0,80 – 0,90
Базовая деталь	0,10 – 0,15	0,90 – 0,95
Детали, обеспечивающие безопасность изделия	0,05	0,95 – 0,99

Рекомендации по выбору значения коэффициента вариации v

	v
Необходимость проведения капитального ремонта	0,3 – 0,6
Предельный износ	0,3 – 0,4
Разрушение:	
обусловленное сочетанием износа, усталости, коррозии	0,3 – 0,4
от усталости при изгибе, кручении	0,3 – 0,5
креплёжных соединений	0,7 – 0,8
от контактной усталости	0,6 – 0,7

Объём выборки при плане [NUN] может быть найден для:
нормального распределения по графикам на рис. В.1 и В.2;
экспоненциального распределения по табл. В.3;
распределения Вейбулла по табл. В.1, В.2.

В случае экспоненциального распределения можно найти продолжительность испытаний при плане [NUT] по следующей зависимости

$$T = T_{cp} \ln 1,781N. \quad (B.6)$$

При плане [NUT] для заданного объёма выборки N определяется продолжительностью испытаний T из выражения

$$T = T_{cp} X, \quad (B.7)$$

где X – относительная продолжительность испытаний в долях средней наработки до отказа;

T_{cp} – ориентировочное значение оцениваемой средней наработки до отказа.

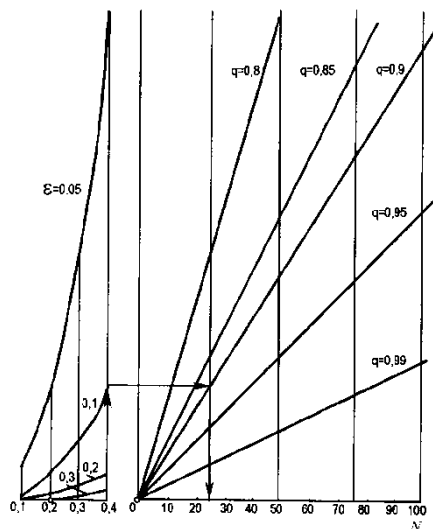


Рис. В.1. Номограмма по определению числа объектов испытания N при плане [NUN] и нормальном распределении для оценки среднего

Значения x определяют по формулам:

– для нормального распределения

$$x = 1 - u_v \cdot v; \quad v = \frac{r}{N}; \quad (\text{В.8})$$

– для экспоненциального распределения ($b=1$) и распределения Вейбулла

$$x = \frac{\left[\ln \left(\frac{N + 0,5}{N - r + 0,5} \right) \right]^{1/b}}{\Gamma \left(1 + \frac{1}{b} \right)}, \quad (\text{В.9})$$

где U_v – квантиль нормального распределения уровня v ;

N – заданный объем выборки;

r – прогнозируемое число отказов (предельных состояний), определяемое по рис. В.1 и В.2, и табл. В.1-3;

b – параметр формы распределения Вейбулла;

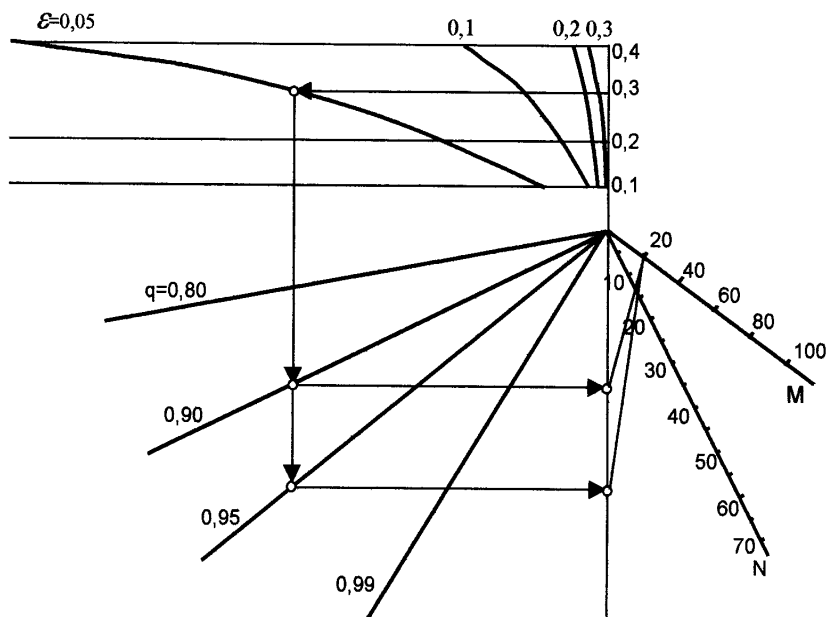


Рис. В.2. Номограмма по определению числа объектов испытаний N при плане [NUN], нормальном распределении и ограниченном объеме совокупности M для оценки среднего

Определение числа объектов испытаний N

Таблица В.1

Число объектов N при плане [NUN] и $M = 10$
для распределения Вейбулла

ε	q	N при v						
		0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0
0,10	0,80	3	4	5	6	6	7	7
	0,90	5	6	7	7	7	8	8
0,15	0,80	2	2	3	4	4	5	5
	0,90	3	4	5	6	6	7	7
0,20	0,80	1	1	2	2	3	3	4
	0,90	2	3	3	4	5	5	6

Таблица В.2

Число объектов N при плане $[NUN]$ и $M = 20$
для распределения Вейбулла

ε	q	N при v						
		0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0
0,10	0,80	4	6	8	9	10	12	13
	0,90	8	10	12	13	14	15	15
0,15	0,80	2	2	4	5	6	8	8
	0,90	4	6	8	9	10	11	12
0,20	0,80	1	1	2	3	5	5	5
	0,90	2	4	5	6	8	8	9

Таблица В.3

Число отказов r для планов $[NMr]$ и $[NMT]$
для экспоненциального распределения

ε	r при q			
	0,50	0,80	0,90	0,95
0,05	8	331	684	1052
0,10	7	88	217	346
0,15	6	56	114	170
0,20	5	29	59	116

ПРИЛОЖЕНИЕ Г

Таблица Г.1

Коэффициенты для распределения Вейбулла

b	$\Gamma(x)$	C_b	V
0,2	120	1900	15,83
0,3	8,86	46,9	5,29
0,4	3,32	10,4	3,14
0,5	2,00	4,47	2,24
0,6	1,50	2,61	1,74
0,7	1,27	1,86	1,46
0,8	1,13	1,43	1,26
0,9	1,05	1,17	1,11
1,0	1,00	1,00	1,00
1,1	0,965	0,876	0,910
1,2	0,941	0,787	0,837
1,3	0,924	0,716	0,775
1,4	0,911	0,659	0,723
1,5	0,903	0,612	0,678
1,6	0,897	0,574	0,640
1,7	0,892	0,540	0,605
1,8	0,889	0,512	0,575
1,9	0,887	0,485	0,547
2,0	0,886	0,463	0,523
2,1	0,886	0,441	0,498
2,2	0,886	0,425	0,480
2,3	0,886	0,409	0,461
2,4	0,887	0,394	0,444
2,5	0,887	0,380	0,428
3,0	0,893	0,326	0,365
3,5	0,900	0,235	0,316
4,0	0,906	0,255	0,281

$$C_b = \sqrt{\Gamma(1 + \frac{2}{b}) - \Gamma^2(1 + \frac{1}{b})}$$

Таблица Г.2

Процентили распределения S-статистики ожидаемых значений M_i

N	i	M_i	0,80	0,85	0,9	0,95
12	1	1,044137				
	2	0,547721				
	3	0,365339	0,79	0,84	0,90	0,95
	4	0,307221	0,55	0,61	0,68	0,78
	5	0,263737	0,71	0,75	0,80	0,86
	6	0,238797	0,58	0,62	0,67	0,74
	7	0,226264	0,67	0,70	0,75	0,81
	8	0,224477	0,58	0,62	0,66	0,72
	9	0,235630	0,64	0,68	0,71	0,77
	10	0,269966	0,58	0,61	0,65	0,70
	11	0,375356	0,63	0,66	0,69	0,74
	12		0,57	0,60	0,63	0,68
13	1	1,040555				
	2	0,543556				
	3	0,380417	0,80	0,85	0,90	0,95
	4	0,301300	0,55	0,61	0,68	0,77
	5	0,256437	0,71	0,75	0,80	0,86
	6	0,229515	0,58	0,63	0,68	0,75
	7	0,213966	0,67	0,71	0,75	0,81
	8	0,207205	0,58	0,62	0,66	0,72
	9	0,209131	0,65	0,68	0,72	0,77
	10	0,222667	0,58	0,61	0,65	0,70
	11	0,258323	0,63	0,66	0,69	0,74
	12	0,363582	0,57	0,60	0,64	0,68
	13		0,61	0,64	0,67	0,72
14	1	1,037513				
	2	0,540059				
	3	0,376352	0,79	0,85	0,90	0,95
	4	0,296496	0,54	,61	0,68	0,77
	5	0,250650	0,71	0,75	0,80	0,86
	6	0,222377	0,58	0,62	0,68	0,74
	7	0,204885	0,67	0,71	0,75	0,81
	8	0,195165	0,58	0,62	0,66	0,73
	9	0,192209	0,65	0,68	0,72	0,77
	10	0,196679	0,58	0,61	0,65	0,70
	11	0,211875	0,63	0,66	0,69	0,74
	12	0,248409	0,57	0,60	0,64	0,66
	13	0,353334	0,61	0,64	0,67	0,72
	14		0,57	0,59	0,62	0,67

N	i	M _i	0,80	0,85	0,9	0,95
15	1	1,034894				
	2	0,537085				
	3	0,372934	0,80	0,84	0,90	0,95
	4	0,292518	0,56	0,62	0,69	0,78
	5	0,245947	0,71	0,76	0,80	0,86
	6	0,216712	0,58	0,62	0,67	0,70
	7	0,197893	0,67	0,71	0,75	0,61
	8	0,186266	0,58	0,62	0,66	0,72
	9	0,160402	0,65	0,68	0,72	0,77
	10	0,180072	0,58	0,61	0,65	0,70
	11	0,186347	0,63	0,66	0,69	0,74
	12	0,202727	0,57	0,60	0,64	0,68
	13	0,239842	0,62	0,64	0,67	0,72
	14	0,344309	0,57	0,60	0,63	0,67
	15		0,61	0,63	0,66	0,70
16	1	1,032617				
	2	0,534521				
	3	0,370021	0,60	0,85	0,90	0,95
	4	0,289169	0,56	0,62	0,69	0,78
	5	0,242049	0,72	0,76	0,80	0,86
	6	0,212103	0,58	0,63	0,68	0,75
	7	0,192338	0,67	0,71	0,75	0,81
	8	0,179407	0,58	0,62	0,66	0,72
	9	0,171667	0,65	0,68	0,72	0,77
	10	0,168476	0,58	0,61	0,65	0,71
	11	0,170026	0,63	0,66	0,69	0,74
	12	0,177619	0,58	0,60	0,64	0,69
	13	0,194859	0,62	0,64	0,68	0,72
	14	0,232350	0,57	0,60	0,63	0,67
	15	0,336283	0,61	0,63	0,66	0,70
	16		0,57	0,59	0,62	0,66

Таблица Г.3

Квантили распределения $\chi_{q,m}^2$

m	$\chi_{q,m}^2$ при q					
	0,975	0,95	0,90	0,1	0,05	0,025
2	0,506	0,103	0,211	4,61	5,99	7,378
3	,216	0,352	0,584	6,25	7,81	9,348
4	,484	0,711	1,064	7,78	9,49	11,143
5	,831	1,145	1,610	9,24	11,1	12,832
6	1,237	1,635	2,204	10,6	12,6	14,449
7	1,690	2,167	2,833	12,0	14,1	16,013
8	2,180	2,733	3,490	13,4	15,5	17,535
9	2,700	3,325	4,168	14,7	16,9	19,023
10	3,247	3,940	4,865	16,0	18,3	20,483
11	3,816	4,575	5,578	17,3	19,7	21,920
12	4,404	5,226	6,304	18,5	21,0	23,337
13	5,009	5,892	7,041	19,8	22,4	24,736
14	5,629	6,571	7,790	21,1	23,7	26,119
15	6,262	7,261	8,547	22,3	25,0	27,488
16	6,908	7,962	9,312	23,5	26,3	28,845
17	7,654	8,672	10,09	24,8	27,6	30,191
18	8,231	9,390	10,86	26,0	28,9	31,526
19	8,907	10,12	11,65	27,2	30,1	32,852
20	9,591	10,85	12,44	28,4	31,4	34,170
21	10,283	11,59	13,24	29,6	32,7	35,479
22	10,982	12,34	14,04	30,8	33,9	36,781
23	11,688	13,09	14,85	32,0	35,2	38,076
24	12,401	13,85	15,66	33,2	36,4	39,364
25	13,120	14,61	16,47	34,4	37,7	40,646
26	13,844	15,38	17,29	35,6	38,9	41,923
27	14,573	16,15	18,11	36,7	40,1	43,194
28	15,308	16,93	18,94	37,9	41,3	44,461
29	16,047	17,71	19,77	39,1	42,6	45,722
30	16,791	18,49	20,60	40,3	43,8	46,979
40	24,423	26,51	29,05	51,8	49,8	59,345
60	40,474	43,19	46,46	74,4	79,1	83,301

Таблица Г.4

Весовые коэффициенты для получения оценок
параметров распределения Вейбулла

N	r	i	a_i	c_i
12	12	1	0,022771	-0,059449
		2	0,031776	-0,063952
		3	0,040408	-0,064601
		4	0,049122	-0,062489
		5	0,058175	-0,057754
		6	0,0678	-0,050137
		7	0,078281	-0,03901
		8	0,090017	-0,023199
		9	0,103664	-0,000505
		10	0,120475	0,033696
		11	0,143566	0,091751
		12	0,193947	0,295648
13	13	1	0,021005	-0,054436
		2	0,028757	-0,058585
		3	0,036127	-0,059635
		4	0,043501	-0,058259
		5	0,051078	-0,054942
		6	0,059028	-0,049472
		7	0,067533	-0,041504
		8	0,076831	-0,030398
		9	0,087274	-0,015037
		10	0,099441	0,006644
		11	0,114446	0,038943
		12	0,135068	0,093324
		13	0,179913	0,283257
14	14	1	0,019487	-0,050186
		2	0,026238	-0,054008
		3	0,038614	-0,05613
		4	0,038941	-0,054419
		5	0,045399	-0,052075
		6	0,052097	-0,048066
		7	0,059168	-0,042197
		8	0,066767	-0,034099
		10	0,084482	-0,008285

N	r	i	a_i	c_i
		11	0,095428	0,01243
		12	0,108942	0,043015
		13	0,127523	0,094186
		14	0,167807	0,272004
15	15	1	0,01817	-0,046538
		2	0,024108	-0,050064
		3	0,029685	-0,051279
		4	0,035191	-0,050957
		5	0,040762	-0,049298
		6	0,046496	-0,046315
		7	0,052488	-0,041899
		8	0,058844	-0,035827
		9	0,065696	-0,027731
		10	0,07323	-0,017008
		11	0,081725	-0,002653
		12	0,091695	0,017156
		13	0,103914	0,046191
		14	0,120784	0,094483
		15	0,157255	0,261738
16	16	1	0,017016	-0,043375
		2	0,022284	-0,046633
		3	0,027208	-0,04789
		4	0,032046	-0,047839
		5	0,036912	-0,046675
		6	0,041887	-0,044432
		7	0,047042	-0,041053
		8	0,052455	-0,036402
		9	0,058216	-0,030249
		10	0,064444	-0,02233
		11	0,071304	-0,011772
		12	0,079501	0,002079
		13	0,088111	0,021044
		14	0,099315	0,048675
		15	0,114733	0,094419
		16	0,147977	0,252333

Таблица Г.5

Значения Гамма – функции

1,000	1,00000	1,340	0,89221	1,680	0,90500
1,010	0,99432	1,350	0,89115	1,690	0,90678
1,020	0,98884	1,360	0,89018	1,700	0,90863
1,030	0,98354	1,370	0,88931	1,710	0,91057
1,040	0,97843	1,380	0,88853	1,720	0,91258
1,050	0,97350	1,390	0,88785	1,730	0,91466
1,060	0,96874	1,400	0,88726	1,740	0,91682
1,070	0,96415	1,410	0,88676	1,750	0,91906
1,080	0,95972	1,420	0,88635	1,760	0,92137
1,090	0,95545	1,430	0,88603	1,770	0,92376
1,100	0,95135	1,440	0,88580	1,780	0,92622
1,110	0,94737	1,450	0,88566	1,790	0,92876
1,120	0,94359	1,460	0,88560	1,800	0,93138
1,130	0,93993	1,470	0,88563	1,810	0,93407
1,140	0,93641	1,480	0,88574	1,820	0,93684
1,150	0,93304	1,490	0,88594	1,830	0,93969
1,160	0,92980	1,500	0,88622	1,840	0,94261
1,170	0,92669	1,510	0,88659	1,850	0,94561
1,180	0,92372	1,520	0,88703	1,860	0,94868
1,190	0,92088	1,530	0,88756	1,870	0,95184
1,200	0,91816	1,540	0,88817	1,880	0,95507
1,210	0,91557	1,550	0,88886	1,890	0,95837
1,220	0,91310	1,560	0,88963	1,900	0,96176
1,230	0,91075	1,570	0,89048	1,910	0,96523
1,240	0,90852	1,580	0,89141	1,920	0,96877
1,250	0,90640	1,590	0,89242	1,930	0,97239
1,260	0,90439	1,600	0,89351	1,940	0,97609
1,270	0,90250	1,610	0,89468	1,950	0,97988
1,280	0,90071	1,620	0,89592	1,960	0,98374
1,290	0,89904	1,630	0,89724	1,970	0,98768
1,300	0,89747	1,640	0,89864	1,980	0,99170
1,310	0,89600	1,650	0,90011	1,990	0,99581
1,320	0,89464	1,660	0,90166	2,000	1,00000
1,330	0,89337	1,670	0,90329		

Квантиль $t_{q,m}$ – распределения Стьюдента

m	$t_{q,m}$ при q			
	0,7	0,8	0,9	0,95
2	0,617	1,061	1,886	2,920
3	0,584	0,978	1,638	2,353
4	0,569	0,941	1,533	2,132
5	0,559	0,920	1,476	2,015
6	0,553	0,906	1,440	1,943
7	0,549	0,896	1,415	1,895
8	0,546	0,889	1,397	1,860
9	0,543	0,883	1,383	1,833
10	0,542	0,879	1,372	1,812
11	0,540	0,876	1,363	1,796
12	0,539	0,873	1,356	1,782
13	0,538	0,870	1,350	1,771
14	0,537	0,868	1,345	1,761
15	0,536	0,866	1,341	1,753
16	0,535	0,865	1,337	1,746
17	0,534	0,863	1,333	1,740
18	0,534	0,862	1,330	1,734
19	0,533	0,861	1,328	1,729
20	0,533	0,860	1,325	1,725
21	0,532	0,859	1,323	1,721
22	0,532	0,858	1,321	1,717

Квантили распределений статистик

 $V_{q=0,9}, V_{q=0,9}^{\gamma}$ при $\gamma = 0,9; 0,95$

N	Статистика $V_{q=0,9}$	Статистика $V_{q=0,9}^{\gamma}$	
	0,9	0,95	0,9
3	1,46	11,85	8,99
4	1,07	8,40	6,47
5	0,89	7,06	5,48
6	0,77	6,27	4,86
7	0,68	5,76	4,46
8	0,63	5,44	4,21
9	0,58	5,22	4,04
10	0,54	4,98	3,86
11	0,50	4,85	3,76
12	0,47	4,68	3,62
13	0,45	4,61	3,57
14	0,43	4,48	3,46
15	0,42	3,41	3,41

Таблица Г.8

Значение ординат плотности нормированного
нормального распределения $-\varphi(z)$

Z	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
.0	.3989	.3989	.3989	.3988	.3986	.3984	.3982	.3980	.3977	.3973
.1	.3970	.3965	.3961	.3956	.3951	.3945	.3939	.3932	.3925	.3918
.2	.3910	.3902	.3894	.3885	.3876	.3867	.3857	.3847	.3836	.3825
.3	.3814	.3602	.3790	.3778	.3765	.3752	.3739	.3725	.3712	.3697
.4	.3683	.3668	.3653	.3637	.3621	.3605	.3589	.3572	.3555	.3538
.5	.3521	.3503	.3485	.3467	.3448	.3429	.3410	.3391	.3372	.3352
.6	.3332	.3312	.3292	.3271	.3251	.3230	.3209	.3187	.3166	.3144
.7	.3123	.3101	.3079	.3056	.3034	.3011	.2989	.2966	.2943	.2920
.8	.2897	.2874	.2850	.2827	.2803	.2780	.2756	.2732	.2709	.2685
.9	.2661	.2637	.2613	.2589	.2565	.2541	.2516	.2492	.2468	.2444
1.0	.2420	.2396	.2371	.2347	.2323	.2299	.2275	.2251	.2227	.2203
1.1	.2179	.2155	.2131	.2107	.2083	.2059	.2036	.2012	.1989	.1965
1.2	.1942	.1919	.1895	.1872	.1849	.1826	.1804	.1781	.1758	.1736
1.3	.1714	.1691	.1669	.1647	.1626	.1604	.1582	.1561	.1539	.1518
1.4	.1497	.1476	.1456	.1435	.1415	.1394	.1374	.1354	.1334	.1315
1.5	.1295	.1276	.1257	.1238	.1219	.1200	.1182	.1163	.1145	.1127
1.6	.1109	.1092	.1074	.1057	.1040	.1023	.1006	.0989	.0973	.0957
1.7	.0940	.0925	.0909	.0893	.0878	.0863	.0848	.0833	.0818	.0804
1.8	.0790	.0775	.0761	.0748	.0734	.0721	.0707	.0694	.0681	.0669
1.9	.0656	.0644	.0632	.0620	.0608	.0600	.0584	.0573	.0562	.0551
2.0	.0540	.0529	.0519	.0508	.0498	.0488	.0478	.0468	.0459	.0449
2.1	.0440	.0431	.0422	.0413	.0404	.0396	.0387	.0379	.0371	.0363
2.2	.0355	.0347	.0339	.0332	.0325	.0317	.0310	.0303	.0296	.0290
2.3	.0283	.0277	.0270	.0264	.0258	.0252	.0246	.0241	.0235	.0229
2.4	.0224	.0219	.0213	.0208	.0203	.0198	.0194	.0189	.0184	.0180

Значение нормированной функции Лапласа

$$\Phi(z) = \frac{1}{2\pi} \int_0^z e^{-\frac{z^2}{2}} dz; \Phi(-z) = -\Phi(z)$$

Z	Сотые доли z										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
0,0	0,0000	0,004	0,0078	0,0119	0,01595	0,01994	0,0239	0,0279	0,0318	0,03586	
0,1	03983	04380	04776	05172	05567	05962	06356	06749	07142	07535	
0,2	07926	08317	08706	09095	09483	09871	10257	10642	11026	11409	
0,3	11791	12172	12552	12930	13307	13683	14058	14431	14803	15173	
0,4	15542	15910	16276	16640	17003	17364	17724	18082	18439	18793	
0,5	19146	19497	19847	20194	20540	20884	21226	21566	21904	22240	
0,6	22575	22907	23237	23565	23891	24215	24537	24857	25175	25490	
0,7	25804	26115	26424	26730	27035	27337	27637	27935	28230	28524	
0,8	28814	29103	29389	29673	29955	302324	30511	30785	31057	31327	
0,9	31594	31859	32121	32381	32639	32894	33147	33398	33646	33891	
1,0	34134	34375	34614	34850	35083	35314	35543	35769	35993	36214	
1,1	36433	36650	36864	37076	37286	37493	37698	37900	38100	38298	
1,2	38493	39686	38877	39065	39251	39435	39617	39796	39973	40147	
1,3	40320	40490	40658	40824	40988	41149	41309	41466	41621	41774	
1,4	41924	42073	42220	42364	42507	42647	42786	42922	43056	43189	
1,5	43319	43448	43574	43699	43822	43943	44062	44179	44295	44408	
1,6	44520	44630	44738	44845	44950	45053	45154	45254	45352	45449	
1,7	45543	45637	45728	45818	45907	45994	46080	46164	46246	46327	
1,8	46407	46485	46562	46638	46712	46784	46856	46926	46995	47062	
1,9	47128	47193	47257	47320	47381	47441	47500	47558	47615	47670	
2,0	47725	47778	47831	47882	47932	47982	48030	48077	48124	48169	
2,1	48214	48257	48300	48341	48382	48422	48461	48500	48537	48574	
2,2	48610	48645	48679	48713	48745	48778	48809	48840	48870	48899	
2,3	48928	48956	48983	49010	49036	49061	49086	49111	49134	49158	
2,4	49180	49202	49224	49245	49266	49286	49305	49324	49343	49361	
2,5	49379	494396	49413	49430	49446	49461	49477	49492	49506	49520	
2,6	49534	49547	49560	49573	49585	49598	49609	49621	49632	49643	
2,7	49653	49664	49674	49683	49693	49702	49711	49720	49728	49736	
2,8	49744	49752	49760	49767	49774	49781	49788	49795	49801	49807	
2,9	49813	49819	49825	49831	49836	49841	49846	49851	49856	49861	
z		Φ(z)		z		Φ(z)		z		Φ(z)	
3,0		0,49865		3,4		0,49966		3,7		0,49989	
3,1		0,49903		3,5		0,49977		3,8		0,49993	
3,2		0,49931		3,6		0,49984		3,9		0,49995	
								4,0		0,499968	
								4,5		0,499997	
								5,0		0,49999997	

Таблица Г.10

Квантили нормального распределения u_q

p(q)		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0.50	0.0	0000	0251	0501	0752	1002	1253	1504	1755	2005	2256
0.51	0.0	2507	2758	3008	3259	3510	3761	4012	4263	4513	4764
0.52	0.0	5015	5266	5517	5768	6020	6271	6522	6773	7024	7276
0.53	0.0	7525	7778	8030	8281	8533	8784	9036	9288	9540	9791
0.54	0.	1004	1030	1055	1080	1105	1130	1156	1181	1206	1231
0.55	0.	1257	1282	1307	1332	1358	1383	1408	1434	1459	1484
0.56	0.	1510	1535	1560	1586	1611	1637	1662	1687	1713	1838
0.57	0.	1764	1789	1815	1840	1866	1891	1917	1942	1968	1993
0.58	0.	2019	2045	2070	2096	2121	2147	2173	2198	2224	2250
0.59	0.	2275	2301	2327	2353	2378	2404	2430	2456	2482	2508
0.60	0.	2533	2559	2585	2611	2637	2663	2689	2715	2741	2767
0.61	0.	2793	2819	2845	2871	2898	2924	2950	2976	3002	3029
0.62	0.	3055	3081	3107	3134	3160	3186	3213	3239	3266	3292
0.63	0.	3319	3345	3372	3398	3425	3451	3478	3505	3531	3558
0.64	0.	3585	3611	3638	3665	3692	3719	3745	3772	3799	3826
0.65	0.	3953	3880	3907	3934	3961	3989	4016	4043	4070	4097
0.66	0.	4125	4152	4179	4207	4234	4261	4289	4316	4344	4372
0.67	0.	4399	4427	4454	4482	4510	4538	4565	4593	4621	4649
0.68	0.	4677	4705	4733	4761	4789	4817	4845	4874	4902	2930
0.69	0.	4959	4987	5015	5044	5072	5101	5129	5158	5187	5215
0.70	0.	5244	5273	5302	5330	5359	5388	5417	5446	5476	5505
0.71	0.	5534	5563	5592	5622	5651	5681	5710	5740	5769	5799
0.72	0.	5828	5858	5888	5918	5948	5978	6008	6038	6068	6098
0.73	0.	6128	6158	6189	6219	6250	6280	6311	6341	6372	6403
0.74	0.	6433	6464	6495	6526	6557	6588	6620	6651	6682	6713
0.75	0.	6745	6776	6808	6840	6871	6903	6935	6967	6999	7031
0.76	0.	7063	7095	7128	7160	7192	7225	7257	7290	7323	7356
0.77	0.	7388	7421	7454	7488	7521	7554	7588	7621	7655	7688
0.78	0.	7722	7756	7790	7824	7858	7892	7926	7961	7995	8030
0.79	0.	8064	8099	8134	8169	8204	8239	8274	8310	8345	8381
0.80	0.	8416	8452	8488	8524	8560	8596	8633	8669	8705	8742
0.81	0.	8779	8816	8853	8890	8927	8965	9002	9040	9078	9116
0.82	0.	9157	9192	9230	9269	9307	9346	9385	9424	9463	9502
0.83	0.	9542	9681	9621	9661	9701	9741	9782	9822	9863	9904

p(q)		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0.84	0.0	0.994	0.999	1.003	1.007	1.011	1.015	1.019	1.024	1.028	1.032
0.85		1.036	1.041	1.045	1.049	1.054	1.058	1.063	1.067	1.071	1.076
0.86		1.080	1.085	1.089	1.094	1.098	1.103	1.108	1.112	1.117	1.122
0.87		1.126	1.131	1.136	1.141	1.146	1.150	1.155	1.160	1.165	1.170
0.88		1.175	1.180	1.185	1.190	1.195	1.200	1.206	1.211	1.216	1.221
0.89		1.227	1.232	1.237	1.243	1.248	1.254	1.259	1.265	1.270	1.276
0.90		1.282	1.276	1.293	1.299	1.305	1.311	1.317	1.323	1.329	1.355
0.91		1.341	1.347	1.353	1.359	1.356	1.372	1.379	1.385	1.382	1.398
0.92		1.405	1.412	1.419	1.426	1.433	1.440	1.447	1.454	1.461	1.468
0.93		1.476	1.483	1.491	1.499	1.506	1.514	1.522	1.530	1.538	1.546
0.94		1.555	1.563	1.572	1.580	1.589	1.598	1.607	1.616	1.626	1.635
0.95		1.645	1.655	1.665	1.675	1.685	1.695	1.706	1.717	1.728	1.739
0.96		1.751	1.762	1.774	1.787	1.799	1.812	1.825	1.838	1.852	1.866
0.97		1.881	1.896	1.911	1.927	1.943	1.960	1.977	1.995	2.014	2.034
0.98		2.054	2.075	2.097	2.120	2.144	2.170	2.197	2.226	2.257	2.290
0.99		2.326	2.366	2.409	2.457	2.512	2.576	2.652	2.748	2.878	3.090
0.991		2.365	2.370	2.374	2.378	2.382	2.387	2.391	2.395	2.400	2.404
0.992		2.409	2.414	2.418	2.423	2.428	2.432	2.437	2.442	2.447	2.452
0.993		2.457	2.462	2.468	2.473	2.478	2.484	2.489	2.495	2.501	2.506
0.994		2.512	2.518	2.524	2.530	2.536	2.543	2.549	2.556	2.562	2.569
0.995		2.576	2.583	2.590	2.597	2.605	2.612	2.620	2.628	2.636	2.644
0.996		2.652	2.661	2.669	2.678	2.687	2.697	2.706	2.716	2.727	2.737
0.997		2.748	2.759	2.770	2.782	2.794	2.807	2.820	2.834	2.848	2.863
0.998		2.878	2.894	2.911	2.929	2.948	2.968	2.989	3.011	3.036	3.062
0.999		3.090	3.121	3.156	3.195	3.239	3.291	3.353	3.432	3.540	3.719

Таблица Г.11

Процентили F-распределения. $\alpha=0,05$

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20	21	30
1	161.4	199.5	215.7	224.6	230.2	234.0	236.6	238.9	240.5	241.9	243.9	245.9	248.0	249.1	250.1
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38	19.40	19.41	19.43	19.45	19.45	19.46
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79	8.74	8.70	8.66	8.64	8.62
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96	5.91	5.86	5.80	5.77	5.75
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74	4.68	4.62	4.56	4.53	4.50
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.00	3.94	3.87	3.84	3.81
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64	3.57	3.51	3.44	3.41	3.38
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35	3.28	3.22	3.15	3.12	3.08
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14	3.07	3.01	2.94	2.90	2.86
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98	2.91	2.85	2.77	2.74	2.70
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.85	2.79	2.72	2.65	2.61	2.57
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75	2.69	2.62	2.54	2.51	2.47
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.67	2.60	2.53	2.46	2.42	2.38
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.65	2.60	2.53	2.46	2.39	2.35	2.31
15	4.54	3.66	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59	2.54	2.48	2.40	2.33	2.29	2.25
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49	2.42	2.35	2.28	2.24	2.19
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55	2.49	2.45	2.38	2.31	2.23	2.19	2.15
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41	2.34	2.27	2.19	2.15	2.11
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.46	2.42	2.38	2.31	2.23	2.16	2.11	2.07
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39	2.35	2.28	2.20	2.12	2.06	2.04
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32	2.25	2.18	2.10	2.05	2.01
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.40	2.40	2.34	2.30	2.23	2.15	2.07	2.03	1.98
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.44	2.37	2.32	2.27	2.20	2.12	2.05	2.01	1.96
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30	2.25	2.18	2.11	2.03	1.98	1.94
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34	2.26	2.24	2.16	2.09	2.01	1.96	1.92
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.22	2.15	2.07	1.99	1.95	1.90
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	2.25	2.20	2.13	2.06	1.97	1.93	1.88
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	2.24	2.19	2.12	2.04	1.96	1.91	1.87
29	4.16	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	2.22	2.18	2.10	2.03	1.94	1.90	1.85
30	4.17	3.32	2.92	2.59	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21	2.16	2.09	2.01	1.93	1.89	1.84

Учебное текстовое электронное издание

Жиркин Юрий Васильевич

**НАДЕЖНОСТЬ
МЕТАЛЛУРГИЧЕСКИХ МАШИН**

Учебное пособие

Редактор Н.В. Кутекина

1,53 Мб

1 электрон. опт. диск

г. Магнитогорск, 2018 год

ФГБОУ ВО «МГТУ им. Г.И. Носова»

Адрес: 455000, Россия, Челябинская область, г. Магнитогорск,
пр. Ленина 38

ФГБОУ ВО «Магнитогорский государственный
технический университет им. Г.И. Носова»

Кафедра проектирования

и эксплуатации металлургических машин и оборудования

Центр электронных образовательных ресурсов и
дистанционных образовательных технологий

e-mail: ceor_dot@mail.ru