ВВЕДЕНИЕ

Эффективность использования тракторов, автомобилей, комбайнов и сельскохозяйственных машин определяется их показателями надежности в конкретных условиях работы. При этом оценка показателей надежности возможна по результатам наблюдений (испытаний) партии машин в данных условиях эксплуатации, определяемых географическим районом расположения эксплуатирующих предприятий, характером выполняемых работ, принятой системой технического обслуживания и ремонтов и т. д.

При решении задач надежности, как правило, применяют один из известных законов распределения, разработанных в теории вероятностей для характеристики случайных величин.

Для проверки соответствия экспериментальных данных высказанной гипотезе о теоретическом распределении используют специальные критерии согласия, разработанные в математической статистике.

Основные принципы, положенные в основу обработки информации:

1. Все показатели надежности относятся к категории случайных величин.

2. Основными характеристиками каждого показателя надежности являются:

- среднее значение (математическое ожидание);
- характеристики рассеивания (среднее квадратическое отклонение σ и коэффициент вариации v);
- доверительные границы рассеивания одиночного и среднего значений показателя надежности;
- наибольшие возможные абсолютная и относительная погрешности.

3. Показатели надежности являются существенными положительными величинами, поэтому у них начало зоны рассеивания может существенно смещаться относительно их нулевых значений. Величину смещения (C) следует учитывать при определении коэффициента вариации и последующем выборе теоретического закона распределения показателя надежности.

1. ЦЕЛЬ РАБОТЫ

1. Изучить методику обработки статистической информации о надежности машин.
2. Научиться анализировать полученные результаты расчетов и делать выводы.

2. ОБЩИЕ СВЕДЕНИЯ

Система сбора и обработки информации о надежности серийно выпускаемых новых и отремонтированных изделий машиностроения представляет собой совокупность организационно-технических мероприятий по получению необходимых и достоверных сведений о надежности объектов. Она регламентирована РД 50-690–89 Методические указания. Надежность в технике. Методы оценки показателей надежности по экспериментальным данным.

Сбор и обработку информации о надежности объектов выполняют с целью усовершенствования конструкции, технологии изготовления, сборки и испытаний объектов, обеспечивающих повышение надежности; разработки мероприятий по совершенствованию диагностирования, технического обслуживания и текущих ремонтов; повышения качества капитальных ремонтов и снижения затрат на их проведение; оптимизации норм расхода запасных частей.

Основные задачи системы сбора и обработки информации:

- определение показателей надежности объектов;
- выявление конструктивных и технологических недостатков объектов, приводящих к снижению их надежности;
- выявление деталей и сборочных единиц, лимитирующих надежность машины в целом;
- изучение закономерностей возникновения неисправностей и отказов;
- установление влияния условий и режимов эксплуатации на надежность объекта;
- корректировка нормируемых показателей надежности;
- определение эффективности мероприятий по повышению надежности объектов.

В ходе разработки конструкции информация о надежности объектов поступает из лабораторий, проводящих стендовые испытания опытных образцов, а также с заводов, полигонов, машиноиспытательных станций, из хозяйств, где машины проходят опытную эксплуатацию.

Важным источником информации о надежности в гарантийный период эксплуатации объекта служат рекламации от потребителей техники.

Основной источник информации о надежности объекта – подконтрольная эксплуатация, в ходе которой фиксируют данные об отказах. Полученную информацию направляют на завод-изготовитель или ремонтный завод в виде донесений об отказе изделия. Донесение содержит информацию об изделии, условиях его эксплуатации, характере и причинах отказа, трудоемкости восстановления.

На основе донесений составляют сводные перечни видов отказов изделий, оценки показателей надежности, сводную ведомость расхода запасных частей и другие документы.

Информация о надежности объекта должна быть достоверной (истинной, правильной, отражающей объективные факторы без домыслов и догадок), полной (исчерпывающей, содержащей все существенные сведения, которые учитывают во время принятия решений), однородной (относящейся к одинаковым объектам, эксплуатирующимся примерно в одинаковых условиях), дискретной (разделенной по отдельным признакам), своевременной (используемой для изменения конструкций, корректировки технологического процесса изготовления, ремонта машины и технического обслуживания).

Сбор, обработка и анализ информации о надежности объектов связаны с необходимостью исследования случайных событий и величин. Все показатели надежности сельскохозяйственной техники относят к категории случайных величин, которые рассчитывают методами теории вероятностей и математической статистики.

Статистическую оценку показателей надежности дают совокупности объектов, объединенных единым признаком или свойством. Например, детали можно группировать в совокупности по различным признакам: размерам, отклонениям формы, износам; машины – по долговечности и т. д.

Различают статистическую, генеральную и выборочную совокупности.

Статистическая совокупность – это совокупность, состоящая из однородных объектов, обладающих качественной общностью.

Генеральная совокупность – это совокупность объектов, подлежащих исследованию. Однако исследовать все объекты генеральной совокупности обычно не представляется возможным. Поэтому для исследования из генеральной совокупности выбирают определенное число объектов, которое называют выборочной совокупностью, или выборкой.

Выборочная совокупность (выборка) – определенное число объектов, отобранных из генеральной совокупности для получения объективных сведений о генеральной совокупности.

Выборка должна быть подобна генеральной совокупности, чтобы на основании ее можно было достаточно уверенно судить об интересующем признаке генеральной совокупности. Выборка должна быть представительной, каждый объект – отобран случайно и все объекты – иметь одинаковую вероятность попасть в выборку.

Для объективной оценки генеральной совокупности очень важен объем выборки, т. е. число объектов наблюдений, составляющих выборку.

В случае же изучения менее однородного материала метод получения выборки и ее объем приобретают решающее значение.

Так, при испытаниях машин объем выборки оценивают числом одновременно испытываемых машин с учетом полученных от каждой из них точек информации. Малый объем выборки в этом случае может привести к значительным ошибкам и сделать полученные результаты непригодными для практического использования. Слишком большое число одновременно испытываемых машин хотя и приведет к более высокой точности расчетов, но будет неприемлемым из-за экономических соображений ввиду высокой стоимости испытаний каждой машины. Поэтому в данном случае необходимо искать оптимальное решение, при котором объем выборки, обеспечивая достаточную точность конечных результатов, не будет слишком большим, а сами испытания – слишком дорогими.

Если во время испытаний у каждого объекта выборочной совокупности будет зафиксирован интересующий исследователя показатель надежности, то полученную таким образом информацию называют **полной**. Если же испытания ограничивают по времени или наработке объектов и за это время или наработку не у всех объектов выборочной совокупности зафиксирован показатель надежности, то такую информацию называют **усеченной**. При этом возможны также случаи преждевременного снятия с испытаний объектов, у которых не зафиксирован показатель надежности и время или наработка которых не достигли заранее оговоренных условиями испытаний значений. Досрочное снятие машин с испытаний возможно при хозяйственной необходимости, авариях, пожарах и других непредвиденных обстоятельствах. Полученную по такой методике испытаний информацию называют **многократно усеченной**, а преждевременно снятые с испытаний машины – **приостановленными**.

В данной лабораторной работе будет рассмотрена методика обработки полной информации по показателям надежности на примере доремонтного ресурса двигателя Д-240.

Лабораторная работа рассчитана на 8 часов учебных занятий.

3. ЗАДАНИЕ

Каждому студенту выдается индивидуальное задание на отдельном листе в виде набора чисел, обозначающих наработку новых двигателей в часах работы (мото-ч) до отправки их в капитальный ремонт, т. е. доремонтный ресурс:

Вариант В-X

2052	5145	1858	4420	4673	3466	3401	2593	1835	3287
6157	3140	3356	7969	1348	3822	5152	4888	5093	3562
3380	4616	3756	4335	1422	4739	3677	3271	3775	1506
5541	4367	4471	2678	3007	2714	2359	3664	2610	2792
4636	2169	3560	3811	4118	3434	3727	5440	5078	3885
4059	3193	5984	2305	5618	4871	5629	4035	4101	3174
2141	2166	2320	1207	4237	5596	1269	4828	4836	3982
1511	2464	5720	2553	3800	4423	3646	6959	2193	1438
5921	5638	3218	3128	6440	4098	4671	3021	2162	3155
4260	5278	3961	2772	3850	3008	4227	4052	5117	4440

Примечание. В таблице приведено 100 значений показателя надежности. Преподаватель может дать задание обработать любое число значений от 10 до 100 (один столбец, одна строка, два столбца, две строки и т. д.).

Необходимо:

1. Составить сводную таблицу исходной информации.
2. Составить статистический ряд исходной информации.
3. Определить среднее значение показателя надежности и среднее квадратическое отклонение.
4. Проверить информацию на выпадающие точки.
5. Графически отобразить опытную информацию (построить гистограмму накопленных опытных вероятностей, полигон распределения, кривую накопленных опытных вероятностей).
6. Определить коэффициент вариации.
7. Выбрать теоретический закон распределения для выравнивания опытной информации и рассчитать значения дифференциальной и интегральной функций.

8. Произвести оценку совпадений опытного и теоретического распределений по критериям согласия.

9. Определить доверительные границы рассеивания одиночного и среднего значений показателя надежности.

10. Определить абсолютную и относительную ошибки переноса характеристик показателя надежности.

4. ПОРЯДОК ВЫПОЛНЕНИЯ ЗАДАНИЯ

4.1. Составление сводной таблицы исходной информации

Сводная таблица информации (вариационный ряд) составляется в порядке возрастания показателя надежности (табл. 1).

Таблица 1. **Сводная информация о доремонтных ресурсах, ч (мото-ч)**

Номер двигателя	Доремонтный ресурс	Номер двигателя	Доремонтный ресурс	Номер двигателя	Доремонтный ресурс	Номер двигателя	Доремонтный ресурс
1	1207	26	2792	51	3800	76	4673
2	1269	27	3007	52	3811	77	4739
3	1348	28	3008	53	3822	78	4828
4	1422	29	3021	54	3850	79	4836
5	1438	30	3128	55	3885	80	4871
6	1506	31	3140	56	3961	81	4888
7	1511	32	3155	57	3982	82	5078
8	1835	33	3174	58	4035	83	5093
9	1858	34	3193	59	4052	84	5117
10	2052	35	3218	60	4059	85	5145
11	2141	36	3271	61	4098	86	5152
12	2162	37	3287	62	4101	87	5278
13	2166	38	3356	63	4118	88	5440
14	2169	39	3380	64	4227	89	5541
15	2193	40	3401	65	4237	90	5596
16	2305	41	3434	66	4260	91	5618
17	2320	42	3466	67	4335	92	5629
18	2359	43	3560	68	4367	93	5638
19	2464	44	3562	69	4420	94	5720
20	2553	45	3646	70	4423	95	5921
21	2593	46	3664	71	4440	96	5984
22	2610	47	3677	72	4471	97	6157
23	2678	48	3727	73	4616	98	6440
24	2714	49	3756	74	4636	99	6959
25	2772	50	3775	75	4671	100	7969

Примечание. Жирными линиями выделены границы интервалов, которые проводятся после заполнения первой строки табл. 2.

4.2. Составление статистического ряда исходной информации

Статистический ряд информации составляется для упрощения дальнейших расчетов в том случае, когда повторность информации $N \geq 25$. При $N < 25$ статистический ряд не составляют.

В нашем примере повторность информации $N = 100 > 25$, следовательно, целесообразно составить статистический ряд. При этом информацию разбивают на n равных интервалов. Каждый последующий интервал должен примыкать к предыдущему без разрывов. Обычно число интервалов принимают 6…10. При увеличении их числа повышается точность расчетов, но одновременно возрастает их трудоемкость. Число интервалов статистического ряда

$$n = \sqrt{N} \pm 1. \tag{4.1}$$

Полученный результат округляют до ближайшего целого числа. В данном примере $n = \sqrt{100} \pm 1 = 9...11$. Принимаем $n = 9$.

Длина (протяженность, ширина) интервала

$$A = \frac{t_{\max} - t_{\min}}{n}, \tag{4.2}$$

где $t_{\max}$ и $t_{\min}$ – наибольшее и наименьшее значения показателя надежности в сводной таблице информации.

В данном примере

$$A = \frac{7969 - 1207}{9} = 751,33333.$$ Принимаем A = 752 ч (мото-ч).

Протяженность интервала всегда округляют в большую сторону. При этом интервалы должны быть одинаковыми по величине.

Далее определяют границы интервалов. За начало первого интервала рекомендуют принимать наименьшее значение показателя надежности. В данном примере:

начало первого интервала $t_{н1} = t_{\min}$ = 1207 ч (мото-ч);

конец первого интервала $t_{к1} = t_{н1} + A$ = 1207 + 752 = 1959 ч (мото-ч).

Конец первого интервала является началом второго, т. е.:

начало второго интервала $t_{н2} = t_{к1}$ = 1959 ч (мото-ч);

конец второго интервала $t_{к2} = t_{н2} + A$ = 1959 + 752 = 2711 ч (мото-ч).

Аналогично рассчитывают границы остальных интервалов (с третьего по девятый) и составляют статистический ряд (табл. 2).

В первой строке указывают границы интервалов и их середины в единицах показателя надежности, которые отмечают в табл. 1 жирными линиями. В данном примере конец первого интервала $t_{к1}$ = 1959 ч (мото-ч), поэтому границу проводим между двигателями № 9 и № 10, у которых наработка соответственно равна 1858 и 2052 ч (мото-ч), т. е.

граница $t_{к1}$ = 1959 ч (мото-ч) проходит между ними. Аналогично проводим границы остальных интервалов. Если точка информации попадает на границу интервалов, то в предыдущий и последующий интервалы вносят по 0,5 точки, если попадают две точки, то одну точку вносят в предыдущий интервал, а другую – в следующий интервал.

Таблица 2. **Статистический ряд распределения доремонтной наработки двигателей и выбор теоретического закона распределения**

Интервал, ч (мото-ч)	$t_н$	1207	1959	2711	3463	4215	4967	5719	6471	7223
	$t_к$	1959	2711	3463	4215	4967	5719	6471	7223	7975
	t_{ci}	1583	2335	3087	3839	4591	5343	6095	6847	7599
Опытная частота m_i		9	14	18	22	18	12	5	1	1
Опытная вероятность p_i		0,09	0,14	0,18	0,22	0,18	0,12	0,05	0,01	0,01
Накопленная опытная вероятность $\sum_{i=1}^{n} p_i$		0,09	0,23	0,41	0,63	0,81	0,93	0,98	0,99	1,00
Закон нормального распределения	$\frac{t_{ci}-\overline{t}}{\sigma}$	–1,67	–1,10	0,53	0,04	0,61	1,18	1,75	2,32	2,90
	$f(t_{ci})$	0,06	0,13	0,20	0,23	0,19	0,11	0,05	0,02	0,00
	$\frac{t_{кi}-\overline{t}}{\sigma}$	–1,39	–0,82	–0,25	0,33	0,90	1,47	2,04	2,61	3,18
	$F(t_{кi})$	0,08	0,21	0,40	0,63	0,82	0,93	0,98	1,00	1,00
	$\left\lvert\sum_{i=1}^{n} p_i - F(t_{кi})\right\rvert$	0,01	0,02	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00	0,01	0,00
	$m_{тi}$	8	13	19	23	19	11	7		
	$\frac{(m_i - m_{тi})^2}{m_{тi}}$	0,125	0,077	0,053	0,043	0,053	0,091	0,000		
Закон распределения Вейбулла	$\frac{t_{ci}-C}{a}$	0,22	0,45	0,68	0,91	1,13	1,36	1,59	1,81	2,04
	$f(t_{ci})$	0,08	0,15	0,21	0,21	0,16	0,09	0,05	0,02	0,01
	$\frac{t_{кi}-C}{a}$	0,34	0,57	0,79	1,02	1,25	1,47	1,70	1,93	2,15
	$F(t_{кi})$	0,08	0,23	0,44	0,65	0,82	0,90	0,97	0,99	1,00
	$\left\lvert\sum_{i=1}^{n} p_i - F(t_{кi})\right\rvert$	0,01	0,00	0,03	0,01	0,01	0,03	0,01	0,00	0,00
	$m_{тi}$	8	15	21	21	17	8	10		
	$\frac{(m_i - m_{тi})^2}{m_{тi}}$	0,125	0,067	0,429	0,048	0,059	2,000	0,900		

Примечание. Студенты рисуют пустую форму таблицы и заполняют ее по строкам в процессе расчетов. Ячейки таблицы объединяются при определении критерия согласия Пирсона.

Во второй строке указывают число случаев (опытную частоту m_i), попадающих в каждый интервал. Для этого подсчитывают в табл. 1 число значений наработок между проведенными границами. В данном примере между границами первого интервала (до первой жирной линии) находится 9 значений, т. е. $m_1 = 9$, между границами второго интервала (между первой и второй жирной линией) – 14 значений, т. е. $m_2 = 14$ и т. д.

В третьей строке помещают опытную вероятность p_i, рассчитанную по формуле

$$p_i = \frac{m_i}{N}. \tag{4.3}$$

Например, опытная вероятность в первом интервале $p_1 = 9 : 100 = 0{,}09$, во втором $p_1 = 14 : 100 = 0{,}14$ и т. д.

В четвертой строке приводят накопленную опытную вероятность $\sum_{i=1}^{n} p_i$. Накопленную опытную вероятность определяют суммированием опытных вероятностей интервалов статистического ряда. В данном примере накопленная опытная вероятность в первом интервале $\Sigma p_1 = p_1 = 0{,}14$; во втором интервале $\Sigma p_2 = p_1 + p_2 = 0{,}09 + 0{,}14 = 0{,}23$ и т. д.

Следует отметить, что накопленная опытная вероятность в последнем интервале должна быть равна единице. Возможна погрешность в несколько сотых за счет округления.

4.3. Определение среднего значения показателя надежности и среднего квадратического отклонения

Среднее значение – важная характеристика показателя надёжности. По среднему значению планируют работу машин, составляют потребность в запасных частях, определяют объемы ремонтных работ и т. д.

При отсутствии статистического ряда, когда $N < 25$, среднее значение показателя надежности

$$\overline{t} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_i, \tag{4.4}$$

где t_i – значение i-го показателя надежности.

При наличии статистического ряда среднее значение показателя надежности

$$\overline{t} = \sum_{i=1}^{N} t_{ci} p_i, \tag{4.5}$$

где t_{ci} – значение середины i-го интервала (см. табл. 2).

В данном примере

$\overline{t}$ = 1583 · 0,09 + 2335 · 0,14 + 3087 · 0,18 + 3839 · 0,22 + 4591 · 0,18 + + 5343 · 0,12 + 6095 · 0,05 + 6847 · 0,01 + 7599 · 0,01 = 3786 ч (мото-ч).

Характеристика рассеивания показателя надежности – дисперсия, или среднее квадратическое отклонение, которое определяют при отсутствии ($N < 25$) статистического ряда по уравнению

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^{N} \frac{\left(t_i - \overline{t}\right)^2}{N}}. \qquad (4.6)$$

Исправленное выборочное среднее квадратическое отклонение случайной величины (выборочное стандартное отклонение)

$$s = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} (t_i - \overline{t})^2}, \qquad (4.7)$$

где s – выборочное среднее квадратическое (стандартное) отклонение случайной величины, являющееся оценкой стандартного отклонения генеральной совокупности.

При наличии статистического ряда ($N > 25$)

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \left(t_{ci} - \overline{t}\right)^2 p_i}. \qquad (4.8)$$

В данном примере

$$\sigma = \sqrt{(1583-3786)^2 \cdot 0,09 + (2335-3786)^2 \cdot 0,14 + (3087-3786)^2 \cdot 0,18 +}$$

$$\sqrt{+(3839-3786)^2 \cdot 0,22 + (4591-3786)^2 \cdot 0,18 + (5343-3786)^2 \cdot 0,12 +}$$

$$\sqrt{+(6095-3786)^2 \cdot 0,05 + (6847-3786)^2 \cdot 0,01 + (7599-3786)^2 \cdot 0,01} =$$

$$= \sqrt{1731022,44} = 1316,56 \approx 1317 \text{ ч (мото-ч)}.$$

4.4. Проверка информации на выпадающие точки

Информация по показателям надежности, полученная в процессе испытаний или наблюдений в условиях рядовой эксплуатации, может содержать ошибочные точки (резко отличающиеся от остальной последовательности), не соответствующие закону распределения случайной величины. Появляются они в результате ошибочных действий операторов, снимающих показания приборов, или сбоя работы приборов по разным причинам. Поэтому во время математической обработки проверяют информацию на выпадающие точки.

Грубую проверку информации на выпадающие точки проводят по правилу «трех сигм» ($\bar{t} \pm 3\sigma$) следующим образом. От полученного расчетным путем среднего значения показателя надежности $\bar{t}$ последовательно вычитают и прибавляют 3σ. Если крайние точки информации не выходят за пределы $\bar{t} \pm 3\sigma$, то все точки информации считают действительными. Если хотя бы одна крайняя точка выходит за указанные пределы, то следует сделать вывод, что правило «трех сигм» не выполняется и в данной информации имеются выпадающие точки или она не подчиняется закону нормального распределения (ЗНР).

Так, в данном примере границы достоверности информации будут равны:

нижняя – $3786 - 3 \cdot 1317 = -165$ ч (мото-ч) $< t_{min} = 1207$ ч (мото-ч);

верхняя – $3786 + 3 \cdot 1317 = 7737$ ч (мото-ч) $< t_{max} = 7969$ ч (мото-ч).

На основании проведенных расчетов можно сделать вывод о том, что правило «трех сигм» для нижней точки выполняется, а для верхней – не выполняется, следовательно, верхняя точка или является выпадающей, или информация не подчиняется закону нормального распределения.

Более точно информацию на выпадающие точки проверяют по критерию Ирвина λ, теоретическое значение $\lambda_т$ которого приведено в табл. 1 (приложение).

Фактическое значение критерия

$$\lambda = \frac{(t_i - t_{i-1})}{\sigma}, \qquad (4.9)$$

где t_i и t_{i-1} – смежные точки информации.

При $\lambda_{оп} \leq \lambda_т$ точку считают достоверной; при $\lambda_{оп} > \lambda_т$ точку признают выпадающей и исключают из дальнейших расчетов.

В тех случаях, когда после проверки исключают выпадающие точки информации, необходимо заново перестроить статистический ряд и пересчитать среднее значение $\bar{t}$ и среднее квадратическое отклонение σ показателя надежности и повторно провести проверку информации на выпадающие точки. Отбрасывание и проверку выполняют до тех пор, пока не будут отброшены все выпадающие точки.

Проверим крайние точки информации о доремонтных ресурсах двигателя.

По табл. 1 (приложение) находим, что при повторности информации $N = 100$ и доверительной вероятности $\beta = 0{,}95$ $\lambda_т = 1{,}00$.

Наименьшая точка информации

$$\lambda_{оп1} = \frac{(t_2 - t_1)}{\sigma} = \frac{(1269 - 1207)}{1317} = 0{,}047 < \lambda_т = 1{,}00.$$

Наибольшая точка информации

$$\lambda_{\text{оп}100} = \frac{(t_{100} - t_{99})}{\sigma} = \frac{(7969 - 6959)}{1317} = 0,767 < \lambda_{\text{т}} = 1,00.$$

Следовательно, все точки достоверные, выпадающих точек нет.

4.5. Выполнение графического изображения опытного распределения показателя надежности

По данным статистического ряда могут быть построены гистограмма, полигон и кривая накопленных опытных вероятностей, которые дают наглядное представление об опытном распределении показателя надежности и позволяют решать ряд инженерных задач графическими способами.

Для построения гистограммы (рис. 1) по оси абсцисс откладывают в определенном масштабе показатель надежности t, а по оси ординат – опытную частоту m_i или опытную вероятность p_i.

Масштаб ординаты следует выбирать, придерживаясь правила «золотого сечения»:

$$Y = \frac{5}{8} X, \tag{4.10}$$

где Y – длина наибольшей ординаты;

X – длина абсциссы, соответствующая наибольшему значению параметра (наработки).

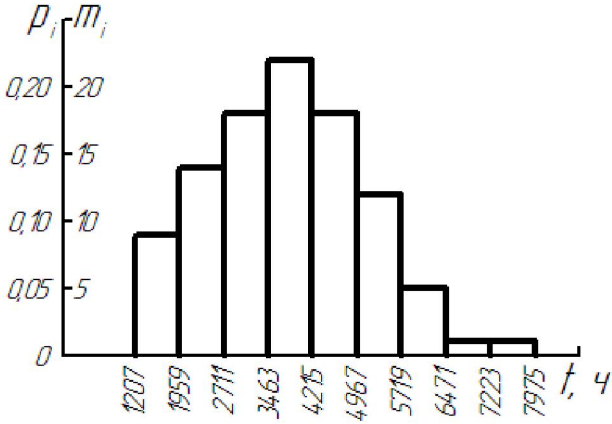

Рис. 1. Гистограмма накопленных опытных вероятностей

В данном примере t_{max} = 7969 ч (мото-ч). Выбираем μ_X = 100 ч (мото-ч)/мм. Длина абсциссы, соответствующая наибольшему значению наработки $X = t_{max} / \mu_X = 7969 / 100 = 79{,}69$ мм. Тогда длина наибольшей ординаты $Y = 5 / 8 \cdot 79{,}69 = 49{,}81$ мм. Наибольшая опытная частота в четвертом интервале $m_4 = 22$ и соответствующая ей опытная вероятность $p_4 = 0{,}22$. Расчетный масштаб по оси ординат для опытной частоты $\mu_{Y.m} = m_4 / Y = 22 / 49{,}81 = 0{,}44$ ед/мм, опытной вероятности – $\mu_{Y.p} = m_4 / Y = 0{,}22 / 49{,}81 = 0{,}0044$ ед/мм.

При построении полигона распределения (рис. 2) по осям абсцисс и ординат откладывают те же значения, что и при построении гистограммы. Точки полигона распределения образуются пересечением ординаты, равной опытной вероятности интервала, и абсциссы, равной середине этого интервала. Начальную и конечную точки полигона распределения приравнивают к абсциссам начала первого и конца последнего интервалов статистического ряда.

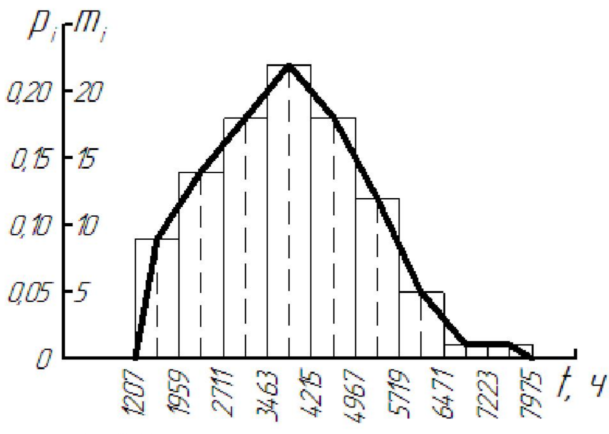

Рис. 2. Полигон распределения ресурсов двигателя

Для построения кривой накопленных опытных вероятностей (рис. 3) по оси абсцисс откладывают в масштабе значение показателя надежности t, а по оси ординат – накопленную опытную вероятность $\sum_{i=1}^{n} p_i$. Учитывая, что максимальное значение $\sum_{i=1}^{n} p_i$ не может превышать 1,00, масштаб по оси ординат для удобства построения можно выбрать $\mu_{\Sigma p}$ = 0,01 ед/мм. Точки кривой накопленных опытных вероятностей образуются пересечением ординаты, равной сумме вероятностей $\sum_{i=1}^{n} p_i$, и абсциссы конца данного интервала. Полученные точки соединяют прямыми линиями. Первую точку соединяют с началом первого интервала.

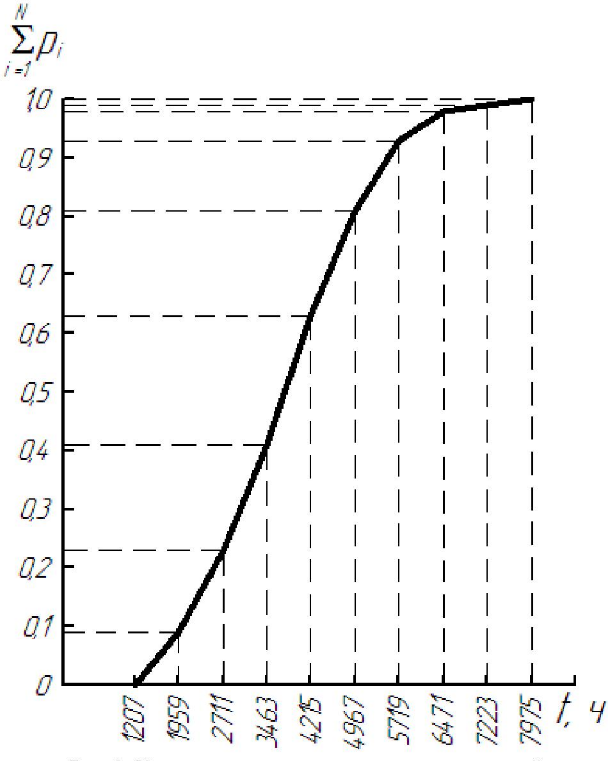

Рис. 3. Кривая накопленных опытных вероятностей

4.6. Определение коэффициента вариации

Коэффициент вариации представляет собой относительную безразмерную величину, характеризующую рассеивание показателя надежности. Коэффициент вариации

$$v = \frac{\sigma}{\overline{t} - C}, \quad (4.11)$$

где C – смещение рассеивания показателя надежности – расстояние от начала координат до начала рассеивания случайной величины.

Смещение рассеивания рассчитывают по уравнениям:

при отсутствии статистического ряда ($N < 25$)

$$C = \frac{t_1 - (t_3 - t_1)}{2}, \tag{4.12}$$

где t_1 и t_3 – значения первой и третьей точек информации в порядке их возрастания;

при наличии статистического ряда ($N \geq 25$)

$$C = t_{\text{н}1} - 0{,}5A, \tag{4.13}$$

где $t_{\text{н}1}$ – начало первого интервала статистического ряда;

A – длина интервала.

Тогда в данном примере

$$C = 1207 - 0{,}5 \cdot 752 = 831 \text{ ч (мото-ч)}.$$

Коэффициент вариации

$$v = \frac{1317}{3786 - 831} = 0{,}45.$$

4.7. Выбор теоретического закона распределения для выравнивания опытной информации

Испытания сельскохозяйственной техники на надежность связаны с организационными трудностями и большими материальными затратами, что ограничивает как число испытываемых машин, так и длительность их испытаний. Кроме того, результаты испытаний зависят от квалификации механизаторов и наблюдателей, почвенных и климатических условий, сортов и чистоты топливосмазочных материалов, качества запасных частей и т. д. Перечисленные факторы не позволяют переносить результаты испытаний на надежность на машины той же марки, не входящие в выборочную совокупность без соответствующих корректив, которые заключаются в том, что на основании первичной информации о выборочной совокупности машин определяют теоретический закон распределения показателя надежности для генеральной совокупности машин. Этот закон выражает общий характер изменения показателя надежности и исключает частные отклонения, связанные с недостатками первичной информации. Такой процесс замены опытного распределения теоретическим называют процессом выравнивания, или сглаживания, статистической информации.

Для выравнивания распределений показателей надежности сельскохозяйственной техники и ее элементов наиболее широко используют закон нормального распределения (ЗНР) и закон распределения Вейбулла (ЗРВ).

В первом приближении теоретический закон распределения выбирают по коэффициенту вариации. При $v < 0{,}30$ выбирают ЗНР, при $v > 0{,}50$ – ЗРВ. Если значение коэффициента вариации находится в интервале 0,30…0,50, то выбирают тот закон распределения (ЗНР или ЗРВ), который лучше совпадает с распределением опытной информации.

Использование для выравнивания распределения опытной информации закона нормального распределения.

Закон нормального распределения характеризуется дифференциальной (функцией плотностей вероятностей) и интегральной (функцией распределения) функциями. Отличительная особенность дифференциальной функции – симметричное рассеивание частных значений показателей надежности относительно среднего значения.

Дифференциальную функцию описывают уравнением

$$f(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \mathrm{e}^{-\frac{(t-\bar{t})^2}{2\sigma^2}}, \tag{4.14}$$

где σ – среднее квадратическое отклонение;

e – основание натурального логарифма (e = 2,718);

t – показатель надежности;

$\bar{t}$ – среднее значение показателя надежности.

Если принять $\bar{t} = 0$ и $\sigma = 1$, то получим выражение для центрированной нормированной дифференциальной функции

$$f_0(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \mathrm{e}^{-\frac{t^2}{2}}. \tag{4.15}$$

Центрированная нормированная функция дана в табл. 2 (приложение).

Для определения дифференциальной функции через центрированную нормированную функцию используют уравнение

$$f(t) = \frac{A}{\sigma} f_0\left(\frac{t_{ci} - \bar{t}}{\sigma}\right), \tag{4.16}$$

где A – длина i-го интервала;

t_{ci} – середина i-го интервала.

Кроме того, следует пользоваться уравнением

$$f_0(-t) = f_0(+t). \tag{4.17}$$

В качестве примера определим значение дифференциальной функции в первом интервале статистического ряда.

$$f(1207\ldots1959) = \frac{752}{1317} f_0\left(\frac{1583-3786}{1317}\right) = 0{,}57f_0(-1{,}67) = 0{,}57f_0(1{,}67) =$$

$= 0{,}57 \cdot 0{,}10 = 0{,}057 \approx 0{,}06.$

Интегральная функция, или функция распределения,

$$F(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{0}^{+\infty} \mathrm{e}^{-\frac{(t-\bar{t})^2}{2\sigma^2}} \mathrm{d}t. \qquad (4.18)$$

При условии $\bar{t} = 0$ и $\sigma = 1$ получим центрированную и нормированную интегральную функцию

$$F_0(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{0}^{+\infty} \mathrm{e}^{-\frac{t^2}{2}} \mathrm{d}t. \qquad (4.19)$$

Эта функция приведена в табл. 3 (приложение).

Для определения интегральной функции $F(t)$ через $F_0(t)$ применяют уравнение

$$F(t) = F_0\left(\frac{t_{\text{к}i} - \bar{t}}{\sigma}\right), \qquad (4.20)$$

где $t_{\text{к}i}$ – значение конца i-го интервала.

При этом используют также уравнение

$$F_0(-t) = 1 - F_0(+t). \qquad (4.21)$$

Определим значение интегральной функции в первом интервале статистического ряда:

$$F(1207\ldots1959) = F_0\left(\frac{1959 - 3786}{1317}\right) = F_0(-1{,}39) = 1 - F_0(1{,}39) =$$
$$= 1 - 0{,}92 = 0{,}08.$$

Рассчитанные аналогичным образом значения дифференциальной и интегральной функций по всем интервалам статистического ряда приведены в табл. 2.

Использование для выравнивания распределения опытной информации закона распределения Вейбулла.

Дифференциальную функцию, или функцию плотности вероятностей, определяют при законе распределения Вейбулла по уравнению

$$f(t) = \frac{b}{a}\left(\frac{t}{a}\right)^{b-1} \mathrm{e}^{-\left(\frac{t}{a}\right)^b}, \qquad (4.22)$$

где a и b – параметры распределения Вейбулла;

е – основание натурального логарифма;

t – показатель надежности.

Параметр b определяют по табл. 4 (приложение). Для этого необходимо предварительно найти коэффициент вариации v. Из таблицы выписывают значение параметра b, коэффициенты $K_{\text{в}}$ и $C_{\text{в}}$. При $v = 0{,}45$ $b = 2{,}35$, $K_{\text{в}} = 0{,}89$ и $C_{\text{в}} = 0{,}40$.

Параметр a рассчитывают по одному из уравнений:

$$a = (\bar{t} - C)/K_{\text{в}}, \tag{4.23}$$

или

$$a = \sigma/C_{\text{в}}.$$

В данном примере a = (3786 – 831) : 0,89 = 3320 ч (мото-ч).

Дифференциальную функцию определяют по табл. 5 (приложение). При этом используют уравнение

$$f(t) = \frac{A}{a} f\left(\frac{t_{ci} - C}{a}\right), \tag{4.24}$$

где A – длина интервала статистического ряда;

t_{ci} – середина интервала статистического ряда;

C – смещение.

Дифференциальная функция в первом интервале статистического ряда

$$f(1207\ldots1959) = \frac{752}{3320} f\left(\frac{1583-831}{3320}\right) = 0{,}23\, f(0{,}23) = 0{,}23 \cdot 0{,}34 = 0{,}08.$$

Необходимо определить значение дифференциальной функции ЗРВ $f(0{,}23)$ при значении параметра b = 2,35. Однако в таблице нет таких значений. Есть значения $f(0{,}2)$ при b = 2,0 и b = 3,0, а также значения $f(0{,}3)$ при тех же значениях b = 2,0 и b = 3,0. Для нахождения искомого значения воспользуемся формулой линейной интерполяции:

$$y = y_1 + \frac{y_2 - y_1}{x_2 - x_1}(x - x_1), \tag{4.25}$$

где y – значение, ответ, который нужно получить;

x – значение, в котором вычисляется функция (в нашем примере x = 0,23);

x_1 и y_1 – имеющиеся табличные значения первой точки (меньшей, чем искомая);

x_2 и y_2 – имеющиеся табличные значения второй точки (большей, чем искомая).

Сначала находим значение $f(0{,}23)$ для b = 2,0. Обозначим $\frac{t_{ci} - C}{a}$ = 0,2 как x_1 = 0,2, а соответствующее ему табличное значение при b = 2,0 как y_1 = 0,38. Аналогично для $\frac{t_{ci} - \text{C}}{a}$ = 0,3 – как x_2 = 0,3 и y_2 = 0,55. Подставим данные значения в формулу (1.24):

$$f(0{,}23)_{b=2} = y = 0{,}38 + \frac{0{,}55 - 0{,}38}{0{,}3 - 0{,}2}(0{,}23 - 0{,}2) = 0{,}43.$$

Повторим вычисления для b = 3,0, подставив соответствующие значения:

$$f(0,23)_{b=3} = y = 0,12 + \frac{0,26-0,12}{0,3-0,2}(0,23-0,2) = 0,16.$$

Обозначим b = 2,0 как x_1 = 2 и $f(0,23)_{b=2}$ = 0,43 как y_1 = 0,43, b = 3,0 как x_2 = 3 и $f(0,23)_{b=3}$ = 0,16 как y_2 = 0,16 и вычислим искомое значение функции:

$$f(0,23)_{b=2,35} = y = 0,43 + \frac{0,16-0,43}{3,0-2,0}(2,35-2,0) = 0,34.$$

Интегральная функция, или функция распределения, закона Вейбулла

$$F(t) = 1 - \mathrm{e}^{-\left(\frac{t}{a}\right)^b}. \qquad (4.26)$$

Эту функцию определяют по табл. 6 (приложение). При этом используют уравнение

$$F(t) = F\left(\frac{t_{\text{к}i} - C}{a}\right), \qquad (4.27)$$

где $t_{\text{к}i}$ – значение конца i-го интервала.

Например, интегральная функция в первом интервале статистического ряда

$$F(1207\ldots1959) = F\left(\frac{1959-831}{3320}\right) = F(0,34) = 0,08.$$

Аналогично определим значения дифференциальной и интегральной функций ЗРВ в остальных интервалах статистического ряда (см. табл. 2).

Следует отметить, что использование таблиц для определения значений дифференциальной и интегральной функций закона распределения Вейбулла (ЗРВ) довольно трудоемко, так как часто для определения каждого значения необходимо три раза применять интерполяцию. Поэтому при наличии инженерного калькулятора с возможностью вычисления x^y и Exp функции проще вычислить напрямую по формулам (1.21) и (1.25). При этом следует не забыть умножить значение, вычисленное по формуле (1.21), на длину интервала A, так как нас интересует не собственно значение дифференциальной функции в данной точке, а теоретическая вероятность попадания информации в заданный интервал.

На основании полученных значений $f(t)$ и $F(t)$ могут быть построены графики дифференциальной (рис. 4) и интегральной (рис. 5) функций ЗНР и ЗРВ. Кривые добавим соответственно на рис. 2 и рис. 3.

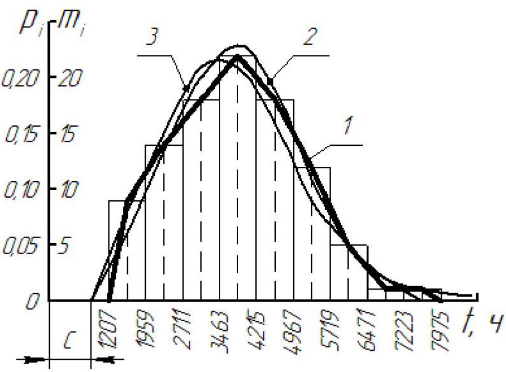

Рис. 4. Полигон распределения ресурсов двигателя (*1*) и графики дифференциальных функций (плотности распределения) ЗНР (*2*) и ЗРВ (*3*)

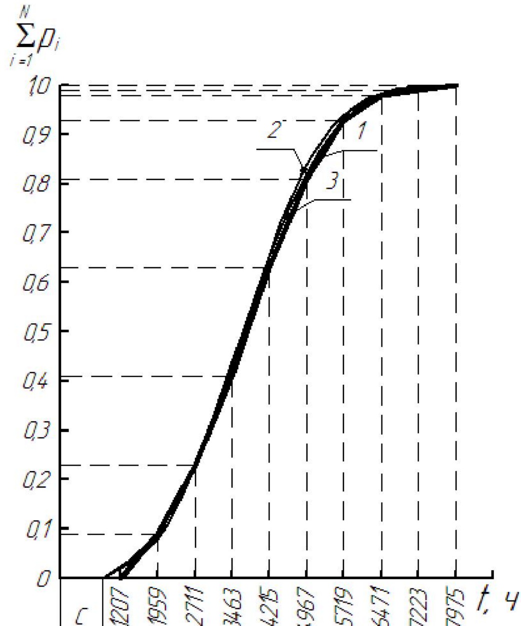

Рис. 5. Кривая накопленных опытных вероятностей (*1*) и графики интегральной функции (функции распределения) ЗНР (*2*) и ЗРВ (*3*)

По оси абсцисс дифференциальной и интегральной кривых откладывают в определенном масштабе значения интервалов статистического ряда, а по оси ординат – значения $f(t)$ или $F(t)$. Точки на графике дифференциальной функции находят на пересечении абсцисс, равных серединам интервалов статистического ряда, и ординат, равных $f(t)$, а на графике интегральной функции – на пересечении абсцисс, равных концам интервалов статистического ряда, и ординат, равных $F(t)$. Все теоретические графики проводят из точки C, равной смещению на оси абсцисс, плавными кривыми.

Из рис. 4 и рис. 5 видно, что дифференциальная кривая заменяет полигон распределения, а интегральная – кривую накопленных опытных вероятностей.

Рис. 4 и рис. 5 можно совместить, т. е. все графики построить на одном рисунке.

4.8. Оценка совпадения опытного и теоретического законов распределения показателей надежности по критериям согласия

В процессе оценки совпадения определяют степень совпадения или расхождения опытной вероятности и дифференциальной функции или же накопленной опытной вероятности и интегральной функции в интервалах статистического ряда. Для определения совпадения или расхождения выбирают различные критерии: сумму квадратов отклонения дифференциальной функции от опытной вероятности, наибольшее или суммарное отклонение кривой накопленных опытных вероятностей от интегральной кривой теоретического закона распределения и т. д.

Однако как бы не велико было совпадение, оно свидетельствует только о том, что выбранный закон не противоречит опытному распределению, но не гарантирует того, что этот закон в данном случае лучше, чем какой-либо другой, выравнивает опытную информацию. Наиболее удачно критерий согласия используют при выборе одного теоретического закона из нескольких. В этом случае наиболее приемлемым окажется тот закон распределения, совпадение которого с опытным распределением характеризуется наименьшим значением расхождения.

При обработке информации по показателям надежности сельскохозяйственной техники наиболее часто применяют критерий согласия Колмогорова и Пирсона χ^2.

Критерий согласия Колмогорова. В качестве меры расхождения между теоретическим и статистическим распределениями А. Н. Колмогоров рассматривает максимальное значение модуля разности между статистической функцией распределения $F_{оп}(x) = \sum_{i=1}^{n} p_i$ и соответствующей теоретической функцией распределения $F(x)$:

$$D = \max\left|F_{оп}(x) - F(x)\right|. \qquad (4.28)$$

Основанием для выбора в качестве меры расхождения величины D является простота ее вычисления. Вместе с тем она имеет достаточно простой закон распределения. А. Н. Колмогоров доказал, что, какова бы ни была функция распределения $F(x)$ непрерывной случайной величины X, при неограниченном возрастании числа независимых наблюдений N вероятность неравенства $D\sqrt{N} \geq \lambda_К$ стремится к пределу

$$P(\lambda_К) = 1 - \sum_{k=-\infty}^{\infty} \left(-1\right)^k e^{-2k^2\lambda^2}. \qquad (4.29)$$

Значения вероятности $P(\lambda_К)$, подсчитанные по формуле (1.29), приведены в табл. 7 (приложение).

Схема применения критерия А. Н. Колмогорова следующая: строятся статистическая функция распределения $F_{оп}(x)$ и предполагаемая теоретическая функция распределения $F(x)$, и определяется максимум модуля разности между ними D (рис. 6).

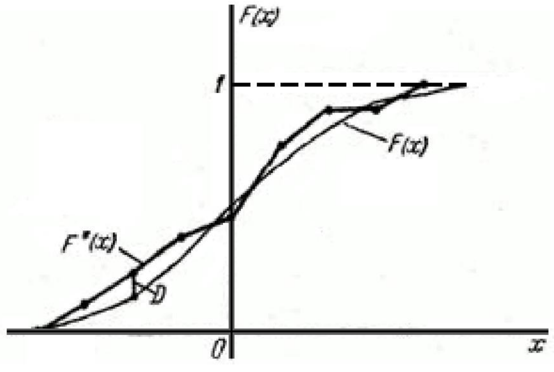

Рис. 6. Сущность критерия согласия Колмогорова

Далее определяется величина критерия Колмогорова $\lambda_К = D\sqrt{N}$ и по табл. 7 (приложение) находится вероятность $P(\lambda_К)$. Это есть вероятность того, что (если величина X действительно распределена по закону $F(x)$) за счет чисто случайных причин максимальное расхождение между $F_{оп}(x)$ и $F(x)$ будет не меньше, чем фактически наблюденное.

Если вероятность $P(\lambda_к)$ весьма мала ($P(\lambda_К) < 0{,}05$), гипотезу следует отвергнуть как неправдоподобную; при сравнительно больших $P(\lambda_К)$ ее можно считать совместимой с опытными данными.

Критерий Колмогорова прост в определении, но дает, как правило, завышенную вероятность совпадения. Однако при выборе одного закона из двух или нескольких, когда важно оценить, какой из них лучше выравнивает опытную информацию, можно пользоваться этим критерием.

Воспользуемся критерием согласия Колмогорова для проверки согласия полученных в данном примере законов распределения ЗНР и ЗРВ. Для этого рассчитаем значение модуля разности между статистической функцией распределения $F_{оп}(t_i) = \sum_{i=1}^{n} p_i$ (см. табл. 2) и соответствующей теоретической функцией распределения $F(t_{кi})$ для ЗНР и ЗРВ):

ЗНР	ЗРВ
$\lvert 0{,}09 - 0{,}08 \rvert = 0{,}01$	$\lvert 0{,}09 - 0{,}08 \rvert = 0{,}01$
$\mathbf{\lvert 0{,}23 - 0{,}21 \rvert = 0{,}02 \rightarrow max = \mathit{D}}$	$\lvert 0{,}23 - 0{,}23 \rvert = 0{,}00$
$\lvert 0{,}41 - 0{,}40 \rvert = 0{,}01$	$\mathbf{\lvert 0{,}41 - 0{,}44 \rvert = 0{,}03 \rightarrow max = \mathit{D}}$
$\lvert 0{,}63 - 0{,}63 \rvert = 0{,}00$	$\lvert 0{,}63 - 0{,}65 \rvert = 0{,}02$
$\lvert 0{,}81 - 0{,}82 \rvert = 0{,}01$	$\lvert 0{,}81 - 0{,}82 \rvert = 0{,}01$
$\lvert 0{,}93 - 0{,}93 \rvert = 0{,}00$	$\mathbf{\lvert 0{,}93 - 0{,}90 \rvert = 0{,}03 \rightarrow max = \mathit{D}}$
$\lvert 0{,}98 - 0{,}98 \rvert = 0{,}00$	$\lvert 0{,}98 - 0{,}97 \rvert = 0{,}01$
$\lvert 0{,}99 - 1{,}00 \rvert = 0{,}01$	$\lvert 0{,}99 - 0{,}99 \rvert = 0{,}00$
$\lvert 1{,}00 - 1{,}00 \rvert = 0{,}00$	$\lvert 1{,}00 - 1{,}00 \rvert = 0{,}00$
$\lambda_К = D\sqrt{N} = 0{,}02\sqrt{100} = 0{,}2$	$\lambda_К = D\sqrt{N} = 0{,}03\sqrt{100} = 0{,}3$

По табл. 7 приложения находим:

$P(\lambda_К) = 1{,}000$ $\qquad$ $P(\lambda_К) = 1{,}000$

Полученные результаты свидетельствуют о том, что теоретические законы распределения (ЗНР и ЗРВ) хорошо согласуются с опытными данными и любой из них можно использовать для практических расчетов, однако предварительно можно предположить, что более приемлемым считается ЗНР, у которого значение критерия Колмогорова меньше ($\lambda_К = 0{,}2$).

Критерий согласия Пирсона. При обработке информации по показателям надежности сельскохозяйственной техники наиболее часто применяют критерий согласия Пирсона χ^2, определяемый по уравнению

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{n_у} \frac{(m_i - m_{тi})^2}{m_{тi}}, \tag{4.30}$$

где $n_у$ – число интервалов укрупненного статистического ряда;

m_i – опытная частота в i-м интервале статистического ряда;

$m_{\text{т}i}$ – теоретическая частота в i-м интервале.

Теоретическая частота

$$m_{\text{т}i} = N[F(t_i) - F(t_{i-1})], \tag{4.31}$$

где N – число точек информации;

$F(t_i)$ и $F(t_{i-1})$ – интегральные функции i-го и $(i - 1)$-го интервалов статистического ряда.

Для определения χ^2 строят укрупненный статистический ряд, соблюдая условие: $n_{\text{у}} \geq 4$, $m_i \geq 5$. При этом допускается объединение соседних интервалов, в которых $m_i < 5$. Проанализируем статистический ряд информации о доремонтных ресурсах двигателя (см. табл. 2).

Отсюда можно заметить, что $m_8 = 1$ и $m_9 = 1$ меньше пяти, поэтому седьмой, восьмой и девятый интервалы статистического ряда объединяют, т. е. $n_{\text{у}} = 7$. Опытная частота в объединенном интервале будет равна сумме частот объединяемых интервалов: $m_{y7} = m_7 + m_8 + m_9 = 5 + 1 + 1 = 7$. В остальных интервалах статистического ряда опытные частоты больше пяти, поэтому эти интервалы оставляем без изменения.

Теоретические частоты, например, в первом и втором интервалах при ЗНР определяют следующим образом:

$$m_{\text{т}1} = N[F(t_1) - F(t_{1-1})] = 100\ (0{,}08 - 0) = 8{,}0;$$

$$m_{\text{т}2} = N[F(t_2) - F(t_{2-1})] = 100\ [0{,}21 - 0{,}08] = 13{,}0 \text{ и т. д.}$$

Аналогично определяют теоретические частоты при ЗРВ.

Для данного примера критерий согласия Пирсона:

при законе нормального распределения

$$\chi^2 = \frac{(9{,}0-8{,}0)^2}{8{,}0} + \frac{(14{,}0-13{,}0)^2}{13{,}0} + \frac{(18{,}0-19{,}0)^2}{19{,}0} + \frac{(22{,}0-23{,}0)^2}{23{,}0} +$$
$$+ \frac{(18{,}0-19{,}0)^2}{19,} + \frac{(12{,}0-11{,}0)^2}{11{,}0} + \frac{(7{,}0-7{,}0)^2}{7{,}0} = 0{,}389;$$

при законе распределения Вейбулла

$$\chi^2 = \frac{(9{,}0-8{,}0)^2}{8{,}0} + \frac{(14{,}0-15{,}0)^2}{15{,}0} + \frac{(18{,}0-21{,}0)^2}{21{,}0} + \frac{(22{,}0-21{,}0)^2}{21{,}0} +$$
$$+ \frac{(18{,}0-17{,}0)^2}{17{,}0} + \frac{(12{,}0-8{,}0)^2}{8{,}0} + \frac{(7{,}0-10{,}0)^2}{10{,}0} = 4{,}159.$$

Для дальнейших расчетов выбирают тот закон распределения, у которого меньше критерий Пирсона χ^2. Судя по значениям критериев согласия ЗНР и ЗРВ, приходим к выводу, что применительно к доремонтным ресурсам двигателя более приемлемым будет закон нормального распределения.

Кроме того, пользуясь критерием согласия χ^2 (табл. 8 приложения), определяют вероятность совпадения опытных и теоретических распределений. Для входа в таблицу определяют номер строки, равный числу степеней свободы:

$$\text{номер строки} = r = n_У - K, \tag{4.32}$$

где $n_У$ – число интервалов в укрупненном статистическом ряду;

K – число обязательных связей.

Для закона нормального распределения и закона Вейбулла число обязательных связей равно трем: $\overline{t}$, σ, $\sum\limits_{i=1}^{n_У} p_i = 1$; a, b и $\sum\limits_{i=1}^{n_У} p_i = 1$.

Для данного примера

$$r = 7 - 3 = 4.$$

Следовательно, значения критериев χ^2 находим в четвертой строке таблицы, а вероятность совпадения P – в заглавной строке. Вероятность совпадения ЗНР (с учетом интерполяции по табл. 8 приложения) составляет около 0,98, или 98 %, а ЗРВ – 0,39, или 39 %.

Критической вероятностью совпадения принято считать $P = 10$ %. Если $P < 10$ %, то выбранный для выравнивания опытного распределения теоретический закон следует считать непригодным.

Таким образом, и по критерию Пирсона ЗНР лучше согласуется с опытными данными, так как значение χ^2 меньше, а вероятность совпадения больше.

Критерий А. Н. Колмогорова своей простотой выгодно отличается от критерия χ^2, поэтому его весьма охотно применяют на практике. Следует, однако, отметить, что этот критерий можно применять только в случае, когда гипотетическое распределение $F(x)$ полностью известно заранее из каких-либо теоретических соображений, т. е. когда известен не только вид функции распределения $F(x)$, но и все входящие в нее параметры. Такой случай сравнительно редко встречается на практике. Обычно из теоретических соображений известен только общий вид функции $F(x)$, а входящие в нее числовые параметры определяются по данному статистическому материалу. При применении критерия χ^2 это обстоятельство учитывается соответствующим уменьшением числа степеней свободы распределения χ^2. Критерий А. Н. Колмогорова такого согласования не предусматривает. Если все же применять этот критерий в тех случаях, когда параметры теоретического распределения выбираются по статистическим данным, критерий дает заведомо завышенные значения вероятности $P(\lambda_К)$, поэтому мы в ряде случаев рискуем принять как правдоподобную гипотезу, в действительности плохо согласующуюся с опытными данными.

4.9. Определение доверительных границ рассеивания одиночного и среднего значений показателя надежности

Количественные характеристики показателей надежности (среднее значение, среднее квадратическое отклонение, коэффициент вариации), полученные в результате обработки опытной информации, должны быть перенесены на другие совокупности машин, работающих в других условиях. Изменение числа машин в совокупности и условий их эксплуатации вызовет изменение количественных характеристик показателя надежности. Однако, несмотря на случайный характер, характеристики показателя надежности рассеиваются в определенных границах. Так, одиночное значение показателя надежности конкретной машины может отличаться в 997 случаях из 1000 от t на величину $\pm 3\sigma$ при ЗНР и на величину от $0{,}1a$ до $2{,}5a$ при ЗРВ (a – параметр закона распределения Вейбулла).

Такая высокая степень доверия расчета, охватывающего 99,7 % всех случаев, при расчете показателей надежности сельскохозяйственной техники считается излишней. Поэтому степень доверия расчета обычно принимают меньше 99,7 % и тем самым сближают границы рассеивания одиночного показателя надежности (рис. 7).

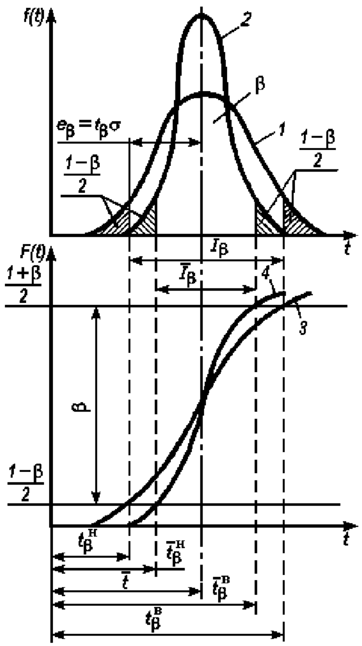

Рис. 7. Доверительные границы одиночного и среднего значений показателя надежности:
1 и *3* – дифференциальная и интегральная функции одиночного значения;
2 и *4* – дифференциальная и интегральная функции среднего значения

Степень доверия расчета оценивают площадью под дифференциальной кривой, ограниченной осью абсцисс и доверительными границами $t_\beta^{\text{н}}$ и $t_\beta^{\text{в}}$. Площадь β характеризует степень доверия расчета и гарантирует заданную вероятность попадания показателя надежности в соответствующий интервал его значений. Поэтому ее называют доверительной вероятностью β.

При расчете доверительных границ рассеивания показателей надежности рекомендуется принимать следующие значения доверительных вероятностей β: 0,60; 0,80; 0,90; 0,95; 0,99.

Интервал, в который при заданной доверительной вероятности β попадает $100 \cdot \beta$ % общего числа объектов совокупности N, называют доверительным интервалом I_β.

Границы, в которых может колебаться значение одиночного показателя надежности при заданной β, называют нижней $t_\beta^{\text{н}}$ и верхней $t_\beta^{\text{в}}$ доверительными границами.

Положение доверительных границ и доверительный интервал зависят от доверительной вероятности и закона распределения одиночного или среднего значения показателя надежности.

Определение доверительных границ рассеивания при законе нормального распределения. Для определения доверительных границ рассеивания одиночного значения показателя надежности при ЗНР вначале находят абсолютную ошибку e_β (см. рис. 7).

$$e_\beta = t_\beta \sigma, \tag{4.33}$$

где t_β – коэффициент Стьюдента (табл. 9 приложения).

Нижняя доверительная граница

$$t_\beta^{\text{н}} = \overline{t} - t_\beta \sigma, \tag{4.34}$$

где $\overline{t}$ – среднее значение показателя надежности.

Верхняя доверительная граница

$$t_\beta^{\text{н}} = \overline{t} + t_\beta \sigma. \tag{4.35}$$

Доверительный интервал

$$I_\beta = t_\beta^{\text{в}} - t_\beta^{\text{н}}. \tag{4.36}$$

Для примера по обработке информации по ресурсу двигателя коэффициент Стьюдента при $N = 100$ и $\beta = 0,90$ (принимается самостоятельно из ряда рекомендованных выше значений) $t_\beta = 1,66$,

$$e_\beta = 1,66 \cdot 1317 = 2186 \text{ ч (мото-ч)};$$

нижняя доверительная граница

$$t_{\text{др}}^{\text{н}} = 3786 - 1,66 \cdot 1317 = 1600 \text{ ч (мото-ч)};$$

верхняя доверительная граница

$$t_{\text{др}}^{\text{в}} = 3786 + 1{,}66 \cdot 1317 = 5972 \text{ ч (мото-ч)};$$

доверительный интервал

$$I_\beta = 5972 - 1600 = 4372 \text{ ч (мото-ч)}.$$

Расчетная схема и физический смысл доверительных границ среднего значения показателя надежности те же, что и для одиночного показателя. Разница заключается в значении среднего квадратического отклонения.

Среднее квадратическое отклонение рассеивания среднего значения показателя надежности

$$\sigma_{\bar{t}} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}, \tag{4.37}$$

где N – число точек информации, по которому определено среднее значение показателя надежности.

В данном примере $N = 100$.

Нижняя доверительная граница среднего значения показателя надежности

$$\bar{t}_\beta^{\text{н}} = \bar{t} - t_\beta \frac{\sigma}{\sqrt{N}}. \tag{4.38}$$

Верхняя доверительная граница среднего значения показателя надежности

$$\bar{t}_\beta^{\text{в}} = \bar{t} + t_\beta \frac{\sigma}{\sqrt{N}}. \tag{4.39}$$

Доверительный интервал среднего значения показателя надежности

$$\bar{I}_\beta = \bar{t}_\beta^{\text{в}} - \bar{t}_\beta^{\text{н}}. \tag{4.40}$$

Для приведенного примера по обработке информации по ресурсу двигателя коэффициент Стьюдента $t_\beta = 1{,}67$,

нижняя доверительная граница

$$\bar{t}_{\text{др}}^{\text{н}} = 3786 - 1{,}66 \frac{1317}{\sqrt{100}} = 3567 \text{ ч (мото-ч)};$$

верхняя доверительная граница

$$\bar{t}_{\text{др}}^{\text{в}} = 3786 + 1{,}66 \frac{1317}{\sqrt{100}} = 4005 \text{ ч (мото-ч)};$$

доверительный интервал

$$\bar{I}_\beta = 4005 - 3567 = 438 \text{ ч (мото-ч)}.$$

Определение доверительных границ при законе распределения Вейбулла. Доверительные границы рассеивания одиночного значения показателя надежности при ЗРВ определяют по уравнениям (см. рис. 7):

$$t_{\beta}^{\text{н}} = H_{\text{к}}^{\text{В}}\left(\frac{1-\beta}{2}\right)a + C; \tag{4.41}$$

$$t_{\beta}^{\text{в}} = H_{\text{к}}^{\text{В}}\left(\frac{1+\beta}{2}\right)a + C, \tag{4.42}$$

где $H_{\text{к}}^{\text{В}}$ – квантиль закона распределения Вейбулла (табл. 10 приложения);

a – параметр закона Вейбулла;

C – смещение начала рассеивания.

Доверительный интервал

$$I_{\beta} = t_{\beta}^{\text{в}} - t_{\beta}^{\text{н}}. \tag{4.43}$$

Для рассматриваемого примера при доверительной вероятности $\beta = 0{,}90$, $b = 2{,}35$, $a = 3320$ и $C = 831$

$$\overline{t}_{\text{др}}^{\text{н}} = H_{\text{к}}^{\text{В}}\left(\frac{1-0{,}90}{2}\right) \cdot 3320 + 831 = 0{,}29 \cdot 3320 + 831 = 1794 \text{ ч (мото-ч)};$$

$$\overline{t}_{\text{др}}^{\text{в}} = H_{\text{к}}^{\text{В}}\left(\frac{1+0{,}90}{2}\right) \cdot 3320 + 831 = 1{,}60 \cdot 3320 + 831 = 6143 \text{ ч (мото-ч)};$$

$$I_{\beta} = 6143 - 1794 = 4349 \text{ ч (мото-ч)}.$$

Следует отметить, что значение квантиля закона распределения Вейбулла $H_{\text{к}}^{\text{В}}\left(\frac{1-0{,}90}{2}\right) = H_{\text{к}}^{\text{В}}(0{,}05) = 0{,}29$ определено по табл. 10 (приложение). Входом в таблицу являются значение в скобках (строка таблицы) и значение параметра $b = 2{,}35$ (столбец таблицы). Однако столбец с таким значением в таблице отсутствует, поэтому использована интерполяция значений при $b = 2$ и $b = 2{,}5$. Аналогично определено и значение $H_{\text{к}}^{\text{В}}\left(\frac{1+0{,}90}{2}\right) = H_{\text{к}}^{\text{В}}(0{,}95) = 1{,}60.$

Доверительные границы рассеивания среднего значения показателя надежности при ЗРВ определяют по следующим уравнениям:

$$\overline{t}_{\beta}^{\text{н}} = (\overline{t} - C)\sqrt[b]{r_3} + C; \tag{4.44}$$

$$\overline{t}_{\beta}^{\text{в}} = (\overline{t} - C)\sqrt[b]{r_1} + C, \tag{4.45}$$

где r_1 и r_3 – коэффициенты распределения Вейбулла (табл. 9 приложения), зависящие от доверительной вероятности β и повторности информации N;

b – параметр закона распределения Вейбулла.

Доверительный интервал

$$\overline{I}_{\beta} = \overline{t}_{\beta}^{\text{в}} - \overline{t}_{\beta}^{\text{н}}. \qquad (4.46)$$

Для данного примера $r_1 = 1{,}19$; $r_3 = 0{,}86$;

$$\overline{t}_{\text{др}}^{\text{н}} = (3786 - 831) \cdot \sqrt[2{,}35]{0{,}86} + 831 = 3602 \text{ ч (мото-ч)};$$

$$\overline{t}_{\text{др}}^{\text{в}} = (3786 - 831) \cdot \sqrt[2{,}35]{1{,}19} + 831 = 4013 \text{ ч (мото-ч)};$$

$$\overline{I}_{\beta} = 4013 - 3602 = 411 \text{ ч (мото-ч)}.$$

4.10. Определение абсолютной и относительной предельных ошибок переноса характеристик показателя надежности

Наибольшая абсолютная ошибка переноса опытных характеристик показателя надежности при заданной доверительной вероятности равна по значению $e_{\beta} = 2186$ ч (мото-ч) в обе стороны от среднего значения показателя надежности.

Установленная интервальная оценка показателя надежности, характеризующая ее абсолютную точность, выражена в тех же единицах измерения, что и сам показатель. Именно этим она (оценка) неудобна, так как зависит не только от величины самой ошибки, но и от абсолютной величины оцениваемого показателя. В этой связи более правильно характеризовать точность оценки показателя надежности относительной ошибкой, которая позволяет корректно сравнивать объекты, в том числе и по разнородным показателям. Эту ошибку называют относительной ошибкой переноса опытных значений показателя надежности, полученных по выборке, на всю генеральную совокупность объектов.

Относительная предельная ошибка, δ_{β}, %, характеризует степень точности определения среднего значения:

$$\delta_{\beta} = \frac{\overline{t}_{\beta}^{\text{в}} - \overline{t}}{\overline{t} - C} \cdot 100\ \%. \qquad (4.47)$$

Для данного примера при законе нормального распределения

$$\delta_{\beta} = \frac{4005 - 3786}{3786 - 831} \cdot 100\ \% = 7{,}41\ \%;$$

при законе распределения Вейбулла

$$\delta_{\beta} = \frac{4013 - 3786}{3786 - 831} \cdot 100\ \% = 7{,}68\ \%.$$

На практике основной интерес представляет односторонняя доверительная вероятность того, что параметр не меньше заданного значения (нижней границы), или односторонняя доверительная вероятность того, что параметр не больше заданного значения (верхней границы). Поэтому относительную предельную ошибку переноса, $\delta_{\beta о}$, %, определяют и при односторонней доверительной вероятности $\beta_о$ по формуле (4.47).

Односторонняя доверительная вероятность – вероятность того, что неизвестное истинное значение параметра не выйдет за пределы верхней (или нижней) границы доверительного интервала $\bar{t}^{в}_{\beta о}$.

Верхнюю или нижнюю границы односторонней доверительной вероятности рассчитывают по тем же формулам, что и двусторонние (см. формулы (4.38); (4.39) и (4.44); (4.45), однако значения параметров t_β, r_1 и r_3 берут из той же таблицы, но на одну колонку левее, т. е. если надо найти значения для β = 0,9, то для односторонней границы его берут из колонки для β = 0,8, если для β = 0,95, то для односторонней границы его берут из колонки для β = 0,9 и т. д.

Доверительную вероятность β на стадии испытаний опытных образцов обычно принимают равной 0,7...0,8, на стадии передачи разработки в серийное производство – 0,9...0,95.

В данном примере при N = 100 и β = 0,90 коэффициент Стьюдента t_β = 1,29 и r_1 = 1,14 берем в табл. 9 (приложение) из столбцов для β = 0,80. Тогда для ЗНР односторонняя верхняя доверительная граница

$$\bar{t}^{в}_{др.о} = 3786 + 1,29\frac{1317}{\sqrt{100}} = 3956 \text{ ч (мото-ч)};$$

для ЗРВ

$$\bar{t}^{в}_{др.о} = (3786 - 831) \cdot \sqrt[2,35]{1,14} + 831 = 3955 \text{ ч (мото-ч)}.$$

Предельная относительная ошибка переноса при ЗНР

$$\delta_{\beta о} = \frac{3956 - 3786}{3786 - 831} \cdot 100\ \% = 5,75\ \%;$$

при ЗРВ

$$\delta_{\beta о} = \frac{3955 - 3786}{3786 - 831} \cdot 100\ \% = 5,72\ \%.$$

Следует иметь в виду, что относительная ошибка не должна превышать 20 %. В противном случае необходимо увеличить объем информации (выборку).

5. СОДЕРЖАНИЕ ОТЧЕТА

В отчете должны быть приведены:

1. Сводная таблица информации (вариационный ряд – см. табл. 2), составленная по своему варианту (листок с заданием прилагается к отчету).
2. Статистический ряд распределения доремонтной наработки двигателей и выбор теоретического закона распределения (см. табл. 2).
3. Определение среднего значения показателя надежности и среднего квадратического отклонения – расчет по формулам (1.5) и (1.8).
4. Результаты проверки информации на выпадающие точки по правилу «трех сигм» и критерию Ирвина.
5. Расчет коэффициента вариации и предварительный выбор теоретического закона распределения.
6. Определение параметров ЗНР и ЗРВ и расчет теоретических частот.
7. Графическое представление информации о надежности машин (гистограмма, полигон распределения, кривая накопленных опытных вероятностей, интегральная и дифференциальная функции для ЗНР и ЗРВ).
8. Оценка совпадения опытного и теоретического законов распределения показателей надежности по критериям согласия Колмогорова и Пирсона.
9. Определение доверительных границ рассеивания одиночного и среднего значений показателя надежности.
10. Определение предельной относительной ошибки переноса.
11. Выводы (какой теоретический закон лучше выравнивает опытную информацию и рекомендуется для дальнейшего использования).

КОНТРОЛЬНЫЕ ВОПРОСЫ

1. Назовите основные принципы, положенные в основу обработки информации о надежности.
2. Что представляет собой смещение (C) и почему его следует учитывать при определении коэффициента вариации и последующем выборе теоретического закона распределения показателя надежности?
3. Цели и задачи системы сбора и обработки информации о надежности.
4. Требования, предъявляемые к информации о надежности объекта.
5. В чем различие между статистической, генеральной и выборочной совокупностями?

6. Какую информацию о надежности называют полной, усеченной и многократно усеченной?

7. Чем отличаются вариационный и статистический ряд исходной информации о надежности?

8. Как определяется число интервалов и их границы?

9. Как определяется опытная частота и опытная вероятность?

10. Что такое накопленная опытная вероятность и как она определяется?

11. Как рассчитывается среднее значение показателя надежности и среднее квадратическое отклонение?

12. Как проводится проверка информации на выпадающие точки?

13. Что такое коэффициент вариации и для чего он используется?

14. Обоснуйте необходимость выравнивания опытной информации теоретическим законом распределения. Последовательность выравнивания.

15. Как предварительно и окончательно выбрать теоретический закон распределения для выравнивания опытной информации?

16. Критерии согласия опытных и теоретических законов распределения.

17. Сущность и последовательность проверки сходимости опытного и теоретического законов распределения.

18. Интегральная функция закона нормального распределения.

19. Дифференциальная функция закона нормального распределения.

20. Интегральная функция закона распределения Вейбулла.

21. Дифференциальная функция закона распределения Вейбулла.

22. Как рассчитать теоретическую частоту для выбранного теоретического закона распределения?

23. Графическое представление информации о надежности машин (гистограмма, полигон распределения, кривая накопленных опытных вероятностей).

24. Доверительные границы рассеивания показателей надежности.

25. Как определяется предельная относительная ошибка переноса?

ЛИТЕРАТУРА

1. Надежность и ремонт машин / В. В. Курчаткин, Н. Ф. Тельнов, К. А. Ачкасов [и др.]; под ред. В. В. Курчаткина. – М.: Колос, 2000. – 776 с.

2. Кравченко, И. Н. Основы надежности машин: учеб. пособие: в 2 ч. / И. Н. Кравченко, Е. А. Пучин, Г. И. Бондарева. – М.: Изд-во, 2002. – Ч. 2. – 260 с.

3. Лабораторный практикум по дисциплине «Монтаж, эксплуатация и ремонт технологического оборудования» / П. Н. Кузнецов, М. М. Мишин. – Мичуринск: Мичуринский гос. аграр. ун-т, 2008. – 150 с.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица 1. **Коэффициент Ирвина $\lambda_т$**

Повторность информации N	2	3	10	20	30	50	100	400
$\lambda_т$ при β = 0,95	2,8	2,2	1,5	1,3	1,2	1,1	1,0	0,9
$\lambda_т$ при β = 0,99	3,7	2,9	2,0	1,8	1,7	1,6	1,5	1,3

Таблица 2. **Дифференциальная функция (функция плотности вероятности) $f_0\left(\frac{t_{ci}-\overline{t}}{\sigma}\right)$ закона нормального распределения (ЗНР)**

$\frac{t_{ci}-\overline{t}}{\sigma}$	Сотые доли									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40
0,1	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39
0,2	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,38	0,38
0,3	0,38	0,38	0,38	0,38	0,38	0,38	0,37	0,37	0,37	0,37
0,4	0,37	0,37	0,37	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	0,35
0,5	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,34	0,34	0,34	0,34	0,34
0,6	0,33	0,33	0,33	0,33	0,33	0,32	0,32	0,32	0,32	0,31
0,7	0,31	0,31	0,31	0,31	0,30	0,30	0,30	0,30	0,29	0,29
0,8	0,29	0,29	0,29	0,28	0,28	0,28	0,28	0,27	0,27	0,27
0,9	0,27	0,26	0,26	0,26	0,26	0,25	0,25	0,25	0,25	0,24
1,0	0,24	0,24	0,24	0,24	0,23	0,23	0,23	0,23	0,22	0,22
1,1	0,22	0,22	0,21	0,21	0,21	0,21	0,20	0,20	0,20	0,20
1,2	0,19	0,19	0,19	0,19	0,19	0,18	0,18	0,18	0,18	0,17
1,3	0,17	0,17	0,17	0,17	0,16	0,16	0,16	0,16	0,15	0,15
1,4	0,15	0,15	0,15	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,13	0,13
1,5	0,13	0,13	0,13	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,11
1,6	0,11	0,11	0,11	0,11	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
1,7	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,08	0,08	0,08
1,8	0,08	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
1,9	0,07	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
2,0	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
2,1	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
2,2	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03
2,3	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02
2,4	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
2,5	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01
2,6	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
2,7	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
2,8	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
2,9	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3,0	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Таблица 3. **Интегральная функция (функция распределения)** $F_0\left(\frac{t_{\text{к}i} - \overline{t}}{\sigma}\right)$

закона нормального распределения

$\frac{t_{\text{к}i} - \overline{t}}{\sigma}$	Сотые доли									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	0,50	0,50	0,51	0,51	0,52	0,52	0,52	0,53	0,53	0,54
0,1	0,54	0,54	0,55	0,55	0,56	0,56	0,56	0,57	0,57	0,58
0,2	0,58	0,58	0,59	0,59	0,60	0,60	0,60	0,61	0,61	0,61
0,3	0,62	0,62	0,63	0,63	0,63	0,64	0,64	0,64	0,65	0,65
0,4	0,66	0,66	0,66	0,67	0,67	0,67	0,68	0,68	0,68	0,69
0,5	0,69	0,70	0,70	0,70	0,71	0,71	0,71	0,72	0,72	0,72
0,6	0,73	0,73	0,73	0,74	0,74	0,74	0,75	0,75	0,75	0,76
0,7	0,76	0,76	0,76	0,77	0,77	0,77	0,78	0,78	0,78	0,79
0,8	0,79	0,79	0,79	0,80	0,80	0,80	0,81	0,81	0,81	0,81
0,9	0,82	0,82	0,82	0,82	0,83	0,83	0,83	0,83	0,84	0,84
1,0	0,84	0,84	0,85	0,85	0,85	0,85	0,86	0,86	0,86	0,86
1,1	0,86	0,87	0,87	0,87	0,87	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88
1,2	0,89	0,89	0,89	0,89	0,89	0,89	0,90	0,90	0,90	0,90
1,3	0,90	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91	0,92	0,92	0,92
1,4	0,92	0,92	0,92	0,92	0,93	0,93	0,93	0,93	0,93	0,93
1,5	0,93	0,93	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94
1,6	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,96
1,7	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96
1,8	0,96	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
1,9	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98
2,0	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
2,1	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99
2,2	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2,3	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2,4	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2,5	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Таблица 4. **Параметры и коэффициенты распределения Вейбулла**

$$a = \frac{\overline{t} - C}{\sigma}; \quad a = \frac{\sigma}{C_в}; \quad \overline{t} = aK_в + C$$

v	b	$K_в$	$C_в$	v	b	$K_в$	$C_в$	v	b	$K_в$	$C_в$
0,268	4,200	0,909	0,244	0,326	3,380	0,898	0,293	0,419	2,560	0,888	0,372
0,270	4,180	0,909	0,245	0,328	3,360	0,898	0,295	0,422	2,540	0,888	0,374
0,271	4,160	0,908	0,246	0,330	3,340	0,898	0,296	0,425	2,520	0,887	0,377
0,272	4,140	0,908	0,247	0,332	3,320	0,897	0,298	0,428	2,500	0,887	0,380
0,273	4,120	0,908	0,248	0,334	3,300	0,897	0,299	0,431	2,480	0,887	0,382
0,274	4,100	0,908	0,246	0,335	3,280	0,897	0,301	0,434	2,460	0,887	0,385
0,276	4,080	0,907	0,250	0,337	3,260	0,896	0,302	0,437	2,440	0,887	0,388
0,277	4,060	0,907	0,251	0,339	3,240	0,896	0,304	0,441	2,420	0,887	0,391
0,278	4,040	0,907	0,252	0,341	3,220	0,896	0,306	0,444	2,400	0,886	0,393
0,279	4,020	0,907	0,253	0,343	3,200	0,896	0,307	0,447	2,380	0,886	0,396
0,280	4,000	0,906	0,254	0,345	3,180	0,895	0,309	0,451	2,360	0,886	0,399
0,282	3,980	0,906	0,255	0,347	3,160	0,895	0,310	0,454	2,340	0,886	0,402
0,283	3,960	0,906	0,256	0,349	3,140	0,895	0,312	0,457	2,320	0,886	0,405
0,284	3,940	0,906	0,258	0,351	3,120	0,895	0,314	0,461	2,300	0,886	0,408
0,286	3,920	0,905	0,259	0,353	3,100	0,894	0,316	0,465	2,280	0,886	0,412
0,287	3,900	0,905	0,260	0,355	3,080	0,894	0,317	0,468	2,260	0,886	0,415
0,288	3,880	0,905	0,261	0,357	3,060	0,894	0,319	0,472	2,240	0,886	0,418
0,290	3,860	0,905	0,262	0,359	3,040	0,893	0,321	0,476	2,220	0,886	0,421
0,291	3,840	0,904	0,263	0,361	3,020	0,893	0,323	0,480	2,200	0,886	0,425
0,292	3,820	0,904	0,264	0,363	3,000	0,893	0,325	0,484	2,180	0,886	0,428
0,294	3,800	0,904	0,266	0,366	2,980	0,893	0,326	0,488	2,160	0,886	0,432
0,295	3,780	0,903	0,267	0,368	2,960	0,892	0,328	0,492	2,140	0,886	0,436
0,297	3,760	0,903	0,268	0,370	2,940	0,892	0,330	0,496	2,120	0,886	0,439
0,298	3,740	0,903	0,269	0,372	2,920	0,892	0,332	0,500	2,100	0,886	0,443
0,299	3,720	0,903	0,270	0,375	2,900	0,892	0,334	0,505	2,080	0,886	0,447
0,301	3,700	0,902	0,272	0,377	2,880	0,891	0,336	0,509	2,060	0,886	0,451
0,302	3,680	0,902	0,273	0,379	2,860	0,891	0,338	0,513	2,040	0,886	0,455
0,304	3,660	0,902	0,274	0,382	2,840	0,891	0,340	0,518	2,020	0,886	0,459
0,305	3,640	0,902	0,275	0,384	2,820	0,891	0,342	0,523	2,000	0,886	0,463
0,307	3,620	0,902	0,277	0,387	2,800	0,890	0,344	0,527	1,980	0,886	0,468
0,308	3,600	0,901	0,278	0,389	2,780	0,890	0,346	0,532	1,960	0,887	0,472
0,310	3,580	0,901	0,279	0,392	2,760	0,890	0,348	0,537	1,940	0,887	0,476
0,312	3,560	0,901	0,281	0,394	2,740	0,890	0,351	0,542	1,920	0,887	0,481
0,313	3,540	0,900	0,282	0,397	2,720	0,889	0,353	0,547	1,900	0,887	0,486
0,315	3,520	0,900	0,283	0,399	2,700	0,889	0,355	0,553	1,880	0,888	0,491
0,316	3,500	0,900	0,285	0,402	2,680	0,889	0,357	0,558	1,860	0,888	0,496
0,318	3,480	0,899	0,286	0,404	2,660	0,889	0,360	0,564	1,840	0,888	0,501
0,320	3,460	0,899	0,287	0,407	2,640	0,889	0,362	0,569	1,820	0,889	0,506
0,321	3,440	0,899	0,289	0,410	2,620	0,888	0,364	0,575	1,800	0,889	0,511
0,323	3,420	0,899	0,290	0,413	2,600	0,888	0,367	0,581	1,780	0,890	0,517
0,325	3,400	0,898	0,292	0,416	2,580	0,888	0,369	0,587	1,760	0,891	0,522

Окончание табл. 4

v	b	$K_в$	$C_в$	v	b	$K_в$	$C_в$	v	b	$K_в$	$C_в$
0,593	1,740	0,891	0,528	0,687	1,480	0,904	0,622	0,962	1,040	0,984	0,947
0,599	1,720	0,892	0,534	0,696	1,460	0,906	0,631	1,000	1,000	1,000	1,000
0,605	1,700	0,892	0,540	0,705	1,440	0,908	0,640	1,020	0,980	1,009	1,029
0,612	1,680	0,893	0,546	0,714	1,420	0,909	0,650	1,042	0,960	1,018	1,061
0,619	1,660	0,894	0,553	0,724	1,400	0,911	0,660	1,064	0,940	1,029	1,095
0,626	1,640	0,895	0,560	0,744	1,360	0,916	0,681	1,088	0,920	1,040	1,132
0,633	1,620	0,896	0,567	0,765	1,320	0,921	0,704	1,113	0,900	1,052	1,171
0,640	1,600	0,897	0,574	0,787	1,280	0,926	0,729	1,139	0,880	1,066	1,214
0,647	1,580	0,898	0,581	0,811	1,240	0,933	0,757	1,167	0,860	1,068	1,261
0,655	1,560	0,899	0,589	0,837	1,200	0,941	0,787	1,196	0,840	1,096	1,311
0,663	1,540	0,900	0,597	0,865	1,160	0,949	0,821	1,200	0,830	1,100	1,324
0,671	1,520	0,901	0,605	0,894	1,120	0,959	0,858	1,227	0,820	1,114	1,367
0,679	1,500	0,903	0,613	0,927	1,080	0,971	0,900	1,261	0,800	1,133	1,428

Таблица 5. **Дифференциальная функция (функция плотности вероятности) закона распределения Вейбулла** $af\left(\frac{t_{ci}-C}{a}\right)$

$\frac{t_{ci}-C}{a}$	b						
	1,0	1,2	1,4	1,6	1,8	2,0	3,0
0,1	0,91	0,71	0,54	0,39	0,28	0,20	0,03
0,2	0,82	0,75	0,66	0,57	0,47	0,38	0,12
0,3	0,74	0,75	0,72	0,67	0,61	0,55	0,26
0,4	0,67	0,72	0,74	0,73	0,71	0,68	0,45
0,5	0,61	0,68	0,73	0,76	0,78	0,78	0,66
0,6	0,55	0,63	0,70	0,76	0,80	0,84	0,87
0,7	0,50	0,58	0,66	0,73	0,80	0,86	1,04
0,8	0,45	0,53	0,62	0,70	0,77	0,84	0,15
0,9	0,41	0,49	0,57	0,65	0,72	0,80	1,17
1,0	0,37	0,44	0,52	0,59	0,66	0,74	1,10
1,1	0,33	0,40	0,46	0,53	0,59	0,66	0,96
1,2	0,30	0,36	0,41	0,47	0,52	0,57	0,77
1,3	0,27	0,32	0,37	0,41	0,45	0,48	0,56
1,4	0,25	0,29	0,32	0,35	0,38	0,39	0,38
1,5	0,22	0,26	0,28	0,30	0,31	0,32	0,23
1,6	0,20	0,23	0,25	0,25	0,26	0,25	0,13
1,7	0,18	0,20	0,21	0,21	0,21	0,19	0,06
1,8	0,17	0,18	0,18	0,16	0,16	0,14	0,03
1,9	0,15	0,16	0,16	0,14	0,13	0,10	0,01
2,0	0,14	0,14	0,13	0,12	0,10	0,07	0,00
2,1	0,12	0,12	0,11	0,09	0,07	0,05	0,00
2,2	0,11	0,11	0,09	0,05	0,05	0,04	–
2,3	0,10	0,09	0,08	0,06	0,04	0,02	–
2,4	0,09	0,08	0,07	0,05	0,03	0,02	–
2,5	0,08	0,07	0,06	0,04	0,02	0,01	–

Таблица 6. **Интегральная функция (функция распределения) закона Вейбулла**

$$F\left(\frac{t_{\text{к}i}-C}{a}\right)$$

$\frac{t_{\text{к}i}-C}{a}$	b										
	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5	1,6	1,7	1,8	1,9
0,1	0,12	0,10	0,08	0,06	0,05	0,04	0,03	0,03	0,02	0,02	0,01
0,2	0,21	0,18	0,16	0,14	0,12	0,10	0,09	0,07	0,06	0,05	0,05
0,3	0,29	0,26	0,23	0,21	0,19	0,17	0,15	0,14	0,12	0,11	0,10
0,4	0,35	0,33	0,31	0,28	0,26	0,24	0,22	0,21	0,19	0,18	0,16
0,5	0,41	0,39	0,37	0,35	0,33	0,32	0,30	0,28	0,27	0,25	0,24
0,6	0,47	0,45	0,43	0,42	0,40	0,39	0,37	0,36	0,34	0,33	0,32
0,7	0,52	0,50	0,49	0,48	0,47	0,46	0,44	0,43	0,43	0,41	0,40
0,8	0,56	0,55	0,54	0,54	0,53	0,52	0,51	0,50	0,50	0,49	0,48
0,9	0,60	0,59	0,59	0,59	0,58	0,58	0,57	0,57	0,57	0,56	0,56
1,0	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63
1,1	0,66	0,67	0,67	0,67	0,68	0,68	0,68	0,69	0,69	0,70	0,70
1,2	0,69	0,70	0,71	0,71	0,72	0,73	0,73	0,74	0,74	0,75	0,76
1,3	0,72	0,73	0,74	0,75	0,76	0,76	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81
1,4	0,74	0,75	0,77	0,78	0,79	0,80	0,81	0,82	0,83	0,84	0,85
1,5	0,76	0,78	0,79	0,80	0,82	0,83	0,84	0,85	0,86	0,87	0,89
1,6	0,78	0,80	0,81	0,83	0,84	0,86	0,87	0,88	0,89	0,90	0,91
1,7	0,80	0,82	0,83	0,85	0,86	0,88	0,89	0,90	0,92	0,93	0,94
1,8	0,82	0,84	0,85	0,87	0,88	0,90	0,91	0,92	0,93	0,94	0,95
1,9	0,83	0,85	0,87	0,89	0,90	0,91	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97
2,0	0,85	0,87	0,88	0,90	0,92	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98
2,1	0,86	0,88	0,90	0,91	0,93	0,74	0,95	0,96	0,97	0,98	0,98
2,2	0,87	0,89	0,91	0,92	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99
2,3	0,88	0,90	0,92	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99
2,4	0,89	0,91	0,93	0,94	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	1,00
2,5	0,90	0,92	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00
2,6	0,91	0,93	0,94	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00
2,7	0,91	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00
2,8	0,92	0,94	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00
2,9	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
3,0	0,93	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
3,5	0,95	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
4,0	0,97	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Продолжение табл. 6

$\frac{t_{ki} - C}{a}$	b									
	2,0	2,1	2,2	2,3	2,4	2,5	2,6	2,7	2,8	2,9
0,1	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
0,2	0,04	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01
0,3	0,09	0,08	0,07	0,06	0,05	0,05	0,04	0,04	0,03	0,03
0,4	0,15	0,14	0,12	0,11	0,10	0,10	0,09	0,08	0,07	0,07
0,5	0,22	0,21	0,20	0,18	0,17	0,16	0,15	0,14	0,13	0,13
0,6	0,30	0,29	0,28	0,27	0,25	0,24	0,23	0,22	0,21	0,20
0,7	0,39	0,38	0,37	0,36	0,35	0,34	0,33	0,32	0,31	0,30
0,8	0,47	0,47	0,46	0,45	0,44	0,44	0,43	0,42	0,41	0,41
0,9	0,56	0,55	0,55	0,54	0,54	0,54	0,53	0,53	0,53	0,52
1,0	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63
1,1	0,70	0,71	0,71	0,71	0,72	0,72	0,72	0,73	0,73	0,73
1,2	0,76	0,77	0,78	0,78	0,79	0,79	0,80	0,81	0,81	0,82
1,3	0,82	0,82	0,83	0,84	0,85	0,85	0,86	0,87	0,88	0,88
1,4	0,86	0,87	0,88	0,89	0,89	0,90	0,91	0,92	0,92	0,93
1,5	0,90	0,90	0,91	0,92	0,93	0,94	0,94	0,95	0,96	0,96
1,6	0,92	0,93	0,94	0,95	0,95	0,96	0,97	0,97	0,98	0,98
1,7	0,94	0,95	0,96	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99
1,8	0,96	0,97	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00
1,9	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
2,0	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2,1	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2,2	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2,3	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2,4	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Окончание табл. 6

$\frac{t_{\text{к}i} - C}{a}$	b										
	3,0	3,1	3,2	3,3	3,4	3,5	3,6	3,7	3,8	3,9	4,0
0,1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
0,2	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
0,3	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01
0,4	0,06	0,06	0,05	0,05	0,04	0,04	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03
0,5	0,12	0,11	0,10	0,10	0,09	0,09	0,08	0,07	0,07	0,06	0,06
0,6	0,19	0,19	0,18	0,17	0,16	0,15	0,15	0,14	0,13	0,13	0,12
0,7	0,29	0,28	0,27	0,27	0,26	0,25	0,24	0,23	0,23	0,22	0,21
0,8	0,40	0,39	0,39	0,38	0,37	0,37	0,36	0,35	0,35	0,34	0,34
0,9	0,52	0,51	0,51	0,51	0,50	0,50	0,50	0,49	0,49	0,48	0,48
1,0	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63
1,1	0,74	0,74	0,74	0,75	0,75	0,75	0,76	0,76	0,76	0,77	0,77
1,2	0,82	0,83	0,83	0,84	0,84	0,85	0,85	0,86	0,86	0,87	0,87
1,3	0,89	0,90	0,90	0,91	0,91	0,92	0,92	0,93	0,93	0,94	0,94
1,4	0,94	0,94	0,95	0,95	0,96	0,96	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98
1,5	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
1,6	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1,7	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1,8	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
1,9	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2,0	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Таблица 7. **Критерий согласия Колмогорова $P(\lambda_{\text{к}})$**

$\lambda_{\text{К}}$	$P(\lambda_{\text{К}})$	$\lambda_{\text{К}}$	$P(\lambda_{\text{К}})$	$\lambda_{\text{К}}$	$P(\lambda_{\text{К}})$	$\lambda_{\text{К}}$	$P(\lambda_{\text{К}})$
0,00	1,000	0,50	0,964	0,85	0,465	1,40	0,039
0,10	1,000	0,55	0,923	0,90	0,393	1,50	0,022
0,20	1,000	0,60	0,864	0,95	0,328	1,60	0,012
0,30	1,000	0,65	0,795	1,00	0,270	1,70	0,006
0,35	0,999	0,70	0,711	1,10	0,178	1,80	0,003
0,40	0,997	0,75	0,627	1,20	0,112	1,90	0,002
0,45	0,987	0,80	0,544	1,30	0,068	2,00	0,001

Таблица 8. **Значения χ^2 в зависимости от *r* и *p***

r	*P*													
	0,99	0,98	0,95	0,90	0,80	0,70	0,50	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01	0,001
1	0,000	0,001	0,004	0,016	0,064	0,148	0,455	1,074	1,642	2,71	3,84	5,41	6,64	10,83
2	0,020	0,040	0,103	0,211	0,446	0,713	1,386	2,41	3,22	4,60	5,99	7,82	9,21	13,82
3	0,115	0,185	0,352	0,584	1,005	1,424	2,37	3,66	4,64	6,25	7,82	9,84	11,34	16,27
4	0,297	0,429	0,711	1,064	1,649	2,20	3,36	4,88	5,99	7,78	9,49	11,67	13,28	18,46
5	0,554	0,752	1,145	1,610	2,34	3,00	4,35	6,06	7,29	9,24	11,07	13,39	15,09	20,5
6	0,872	1,134	1,635	2,20	3,07	3,83	5,35	7,23	8,56	10,64	12,59	15,03	16,81	22,5
7	1,239	1,564	2,17	2,83	3,82	4,67	6,35	838	9,80	12,02	14,07	16,62	18,48	24,3
8	1,646	2,03	2,73	3,49	4,59	5,53	7,34	9,52	11,03	13,36	15,51	18,17	20,1	26,1
9	2,09	2,53	3,32	4,17	5,38	6,39	8,34	10,66	12,24	14,68	16,92	19,68	21,7	27,9
10	2,56	3,06	3,94	4,86	6,18	7,27	9,34	11,78	13,44	15,99	18,31	21,2	23,2	29,6
11	3,05	3,61	4,58	5,58	6,99	8,15	10,34	12,90	14,63	17,28	19,68	22,6	24,7	31,3
12	3,57	4,18	5,23	6,30	7,81	9,03	11,34	14,01	15,81	18,55	21,0	24,1	26,2	32,9
13	4,11	4,76	5,89	7,04	8,63	0,93	12,34	15,12	16,98	19,81	22,4	25,5	27,7	34,6
14	4,66	5,37	6,57	7,79	9,47	10,82	13,34	16,22	18,15	21,1	23,7	26,9	29,1	36,1
15	5,23	5,98	7,26	8,55	10,31	11,72	14,34	17,32	19,31	22,3	25,0	28,3	30,6	37,7
16	5,81	6,61	7,96	9,31	11,15	12,62	15,34	18,42	20,5	23,5	26,3	29,6	32,0	39,3
17	6,41	7,26	8,67	10,08	12,00	13,53	16 34	19,51	21,6	24,8	27,6	31,0	33,4	40,8
18	7,02	7,91	9,39	10,86	12,86	14,44	17,34	20,6	22,8	26,0	28,9	32,3	34,8	42,3
19	7,63	8,57	10,11	11,65	13,72	15,35	18,34	21,7	23,9	27,2	30,1	33,7	36,2	43,8
20	8,26	9,24	10,85	12,44	14,58	16,27	19,34	22,8	25,0	28,4	31,4	35,0	37,6	45,3
21	8,90	9,92	11,59	13,24	15,44	17,18	20,3	23,9	26,2	29,6	32,7	36,3	38,9	46,8
22	9,54	10,60	12,34	14,04	16,31	18,10	21,3	24,0	27,3	30,8	33,9	37,7	40,3	48,3
23	10,20	11,29	13,09	14,85	17,19	19,02	22,3	26,0	28,4	32,0	35,2	39,0	41,6	49,7
24	10,86	11,99	13,85	15,66	18,06	19,94	23,3	27,1	29,6	33,2	36,4	40,3	43,0	51,2
25	11,52	12,70	14,61	16,47	18,94	20,9	24,3	23,2	30,7	34,4	37,7	41,7	44,3	52,6
26	12,20	13,41	15,38	17,29	19,82	21,8	25,3	29,2	31,8	35,6	38,9	42,9	45,6	54,1
27	12,88	14,12	16,15	18,11	20,7	22,7	26,3	30,3	32,9	36,7	40,1	44,1	47,0	55,5
28	13,56	14,85	16,93	18,94	21,6	23,6	27,3	31,4	34,0	37,9	41,3	45,4	48,3	56,9
29	14,26	15,57	17,71	19,77	22,5	24,6	28,3	32,5	35,1	39,1	42,6	46,7	49,6	58,3
30	14,95	16,31	18,19	20,6	23,4	25,5	29,3	33,5	36,2	40,3	43,8	48,0	50,9	59,7

Таблица 9. **Коэффициенты t_β, r_1, и r_3 для двусторонних доверительных границ**

N	β = 0,60			β = 0,80			β = 0,90			β = 0,95		
	t_β	r_1	r_3	t_β	r_1	r_3	t_β	r_1	r_3	t_β	r_1	r_3
3	1,06	1,95	0,70	1,89	2,73	0,57	2,92	3,66	0,48	4,30	4,85	0,42
4	0,98	1,74	0,73	1,64	2,29	0,60	2,35	2,93	0,52	3,18	3,67	0,46
5	0,94	1,62	0,75	1,53	2,05	0,62	2,13	2,54	0,55	2,78	3,07	0,49
6	0,92	1,54	0,76	1,48	1,90	0,65	2,02	2,29	0,57	2,57	2,72	0,51
7	0,91	1,48	0,77	1,44	1,80	0,67	1,94	2,13	0,59	2,45	2,48	0,54
8	0,90	1,43	0,78	1,42	1,72	0,68	1,90	2,01	0,61	2,37	2,32	0,56
9	0,89	1,40	0,79	1,40	1,66	0,69	1,86	1,91	0,63	2,31	2,18	0,57
10	0,88	1,37	0,80	1,38	1,61	0,70	1,83	1,83	0,64	2,26	2,09	0,59
11	0,88	1,35	0,80	1,37	1,57	0,70	1,81	1,78	0,64	2,23	2,00	0,60
12	0,88	1,33	0,81	1,36	1,53	0,71	1,80	1,73	0,65	2,20	1,94	0,61
13	0,87	1,31	0,81	1,36	1,50	0,73	1,78	1,69	0,66	2,18	1,88	0,62
14	0,87	1,29	0,83	1,35	1,48	0,74	1,77	1,65	0,67	2,16	1,83	0,63
15	0,87	1,28	0,83	1,35	1,46	0,74	1,76	1,62	0,68	2,15	1,79	0,64
20	0,86	1,24	0,85	1,33	1,37	0,77	1,73	1,51	0,72	2,09	1,64	0,67
25	0,86	1,21	0,86	1,32	1,33	0,79	1,71	1,44	0,74	2,06	1,55	0,70
30	0,85	1,18	0,87	1,31	1,29	0,80	1,70	1,39	0,76	2,04	1,48	0,72
40	0,85	1,16	0,88	1,30	1,24	0,83	1,68	1,32	0,78	2,02	1,40	0,75
50	0,85	1,14	0,89	1,30	1,21	0,84	1,68	1,28	0,80	2,01	1,35	0,77
60	0,85	1,12	0,90	1,30	1,19	0,86	1,67	1,25	0,82	2,00	1,31	0,79
80	0,85	1,10	0,91	1,29	1,16	0,87	1,66	1,21	0,84	1,99	1,27	0,81
100	0,85	1,09	0,92	1,29	1,14	0,88	1,66	1,19	0,86	1,98	1,23	0,83

Таблица 10. **Квантили закона распределения Вейбулла** $H_к^в$

$F(t)$;	b							
ΣP_i	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5	1,6
0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06
0,03	0,02	0,03	0,04	0,05	0,07	0,08	0,10	0,11
0,05	0,04	0,05	0,07	0,08	0,10	0,12	0,14	0,16
0,07	0,05	0,07	0,09	0,11	0,13	0,15	0,17	0,19
0,10	0,08	0,11	0,13	0,15	0,18	0,20	0,22	0,25
0,15	0,14	0,17	0,19	0,23	0,25	0,29	0,30	0,33
0,20	0,19	0,22	0,26	0,29	0,32	0,34	0,37	0,39
0,25	0,25	0,29	0,33	0,36	0,39	0,41	0,44	0,46
0,30	0,32	0,36	0,39	0,42	0,45	0,48	0,50	0,53
0,35	0,40	0,44	0,47	0,50	0,53	0,55	0,57	0,59
0,40	0,47	0,51	0,54	0,57	0,60	0,62	0,64	0,66
0,45	0,57	0,60	0,63	0,66	0,68	0,69	0,71	0,73
0,50	0,67	0,69	0,72	0,74	0,75	0,77	0,78	0,80
0,55	0,79	0,81	0,82	0,84	0,85	0,85	0,86	0,87
0,60	0,91	0,92	0,92	0,93	0,94	0,94	0,94	0,95
0,65	1,07	1,06	1,05	1,05	1,04	1,04	1,03	1,03
0,70	1,23	1,20	1,18	1,17	1,15	1,14	1,13	1,13
0,75	1,45	1,40	1,36	1,33	1,30	1,27	1,25	1,23
0,80	1,70	1,61	1,54	1,49	1,44	1,41	1,37	1,35
0,85	2,11	1,96	1,84	1,74	1,67	1,61	1,55	1,51
0,90	2,53	2,30	2,13	2,00	1,90	1,81	1,74	1,68
0,93	2,96	2,66	2,43	2,26	2,12	2,01	1,92	1,84
0,95	3,38	3,00	2,71	2,49	2,33	2,19	2,08	1,99
0,97	4,03	3,51	3,13	2,84	2,63	2,45	2,31	2,19
0,99	5,46	4,60	4,01	3,57	3,24	2,98	2,77	2,60

Окончание табл. 10

$F(t)$; ΣP_i	b							
	1,7	1,8	1,9	2,0	2,5	3,0	3,5	4,0
0,01	0,07	0,08	0,09	0,10	0,16	0,22	0,27	0,31
0,03	0,13	0,14	0,16	0,18	0,25	0,31	0,37	0,42
0,05	0,17	0,19	0,21	0,23	0,31	0,37	0,43	0,48
0,07	0,21	0,23	0,25	0,27	0,35	0,42	0,47	0,52
0,10	0,27	0,29	0,31	0,33	0,41	0,47	0,53	0,57
0,15	0,35	0,38	0,40	0,42	0,50	0,56	0,60	0,63
0,20	0,41	0,44	0,45	0,47	0,55	0,61	0,65	0,69
0,25	0,48	0,50	0,52	0,54	0,61	0,66	0,70	0,73
0,30	0,55	0,56	0,58	0,60	0,66	0,71	0,75	0,77
0,35	0,61	0,62	0,64	0,66	0,71	0,75	0,79	0,81
0,40	0,67	0,69	0,70	0,72	0,76	0,80	0,83	0,85
0,45	0,74	0,75	0,76	0,76	0,81	0,84	0,86	0,88
0,50	0,81	0,82	0,83	0,83	0,86	0,89	0,90	0,91
0,55	0,88	0,89	0,90	0,90	0,91	0,93	0,94	0,95
0,60	0,95	0,95	0,96	0,96	0,97	0,97	0,98	0,98
0,65	1,03	1,03	1,03	1,03	1,02	1,02	1,02	1,02
0,70	1,12	1,11	1,10	1,10	1,08	1,06	1,05	1,05
0,75	1,22	1,21	1,20	1,18	1,14	1,11	1,10	1,09
0,80	1,32	1,30	1,29	1,27	1,21	1,17	1,15	1,13
0,85	1,47	1,45	1,32	1,39	1,31	1,25	1,21	1,18
0,90	1,63	1,59	1,55	1,52	1,40	1,32	1,27	1,23
0,93	1,78	1,72	1,67	1,63	1,48	1,39	1,32	1,28
0,95	1,91	1,84	1,78	1,73	1,55	1,44	1,37	1,32
0,97	2,09	2,01	1,94	1,87	1,65	1,52	1,43	1,37
0,99	2,46	2,34	2,23	2,15	1,84	1,66	1,55	1,46

СОДЕРЖАНИЕ