

**А. В. ЧЕПУРИН
Е. Л. ЧЕПУРИНА
Д. Л. КУШНАРЕВА
Д. А. ПУПКОВА
Л. А. ГРИНЧЕНКО**

НАДЕЖНОСТЬ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Учебное пособие
по курсовому проектированию

Москва
ООО «УМЦ «Триада»
2025

УДК 621.8.004.62/63
ББК 30.14+32.972.514
Н 17

Рецензенты:

доктор технических наук, профессор, заведующий отделом технического сервиса ФГНУ «Росинформагротех» **И. Г. Голубев**

доктор технических наук, профессор кафедры МТ13 «Технологии обработки материалов» ФГБОУ ВО «Московский государственный технический университет им. Н. Э. Баумана (Национальный исследовательский университет)» **В. М. Юдин**

**Чепурин А. В., Чепурина Е. Л., Кушнарeva Д. Л., Пупкова Д. А.,
Гринченко Л. А.**

Н 17.....Надежность технических систем: учебное пособие по курсовому проектированию / А. В. Чепурин, Е. Л. Чепурина, Д. Л. Кушнарeva, Д. А. Пупкова, Л. А. Гринченко / ФГБОУ ВО РГАУ–МСХА имени К. А. Тимирязева. – М. : ООО «УМЦ «Триада», 2025. – 73 с.

ISBN 978-5-9546-0126-8

Учебное пособие разработано с учетом требований Минобразования РФ по изучению дисциплины «Надежность технических систем». Для бакалавров, обучающихся по направлениям подготовки: 20.03.01 «Техносферная безопасность», 27.03.02 «Управление качеством», 23.03.01 «Технология транспортных процессов» и 23.03.03 «Эксплуатация транспортно-технологических машин и комплексов» (уровень бакалавриат). Может быть использовано магистрантами и аспирантами, научными и инженерно-техническими работниками, занимающимися вопросами работоспособности машин и оборудования и специализирующимися в области надежности.

Учебное пособие предназначено для практического использования бакалаврами и студентами всех факультетов РГАУ–МСХА имени К. А. Тимирязева при изучении курсов «Надежность технических систем обеспечения безопасности на предприятиях АПК», «Надежность технических систем» и «Основы теории надежности и диагностика» при выполнении курсовых проектов, расчетно-графических, контрольных и выпускных квалификационных работ.

УДК 621.8.004.62/63
ББК 30.14+32.972.514

ISBN 978-5-9546-0126-8

© Коллектив авторов, 2025
© ООО «УМЦ «Триада», 2025

СОДЕРЖАНИЕ

Введение	5
Часть I. Методика обработки полной информации	6
1.1. Составление сводной таблицы информации.....	6
1.2. Составление статистического ряда исходной информации.....	6
1.3. Определение среднего значения показателя надежности и среднего квадратичного отклонения.....	8
1.4. Проверка информации на выпадающие точки.....	9
1.5. Выполнение графического изображения.....	10
1.6. Определение коэффициента вариации.....	12
1.7. Выбор теоретического закона распределения.....	12
1.7.1. Использование для выравнивания распределения опытной информации закона нормального распределения.....	13
1.7.2. Использование для выравнивания распределения опытной информации закона распределения Вейбулла.....	17
1.8. Оценка совпадения опытного и теоретического законов распределения показателей надежности по критерию согласия Пирсона.....	20
1.9. Определение доверительных границ рассеивания одиночного и среднего значения показателя надежности.....	22
1.9.1. Определение доверительных границ рассеивания при законе нормального распределения.....	24
1.9.2. Определение доверительных границ рассеивания при законе распределения Вейбулла.....	25
1.10. Определение абсолютной и относительной предельных ошибок переноса характеристик показателя надежности.....	26
1.11. Методика определения количества деталей, годных для дальнейшего использования и требующих восстановления.....	27
1.12. Определение величин износов и составление сводной ведомости исходной информации.....	27
1.13. Составление статистического ряда исходной информации.....	29
1.14. Определение числовых характеристик.....	31
1.15. Проверка информации на выпадающие точки.....	31
1.16. Графическое построение опытного распределения износов.....	32
1.17. Выбор теоретического закона распределения для выравнивания опытной информации.....	33
1.18. Оценка совпадения опытного и теоретического законов распределения износов по критерию согласия.....	38

1.19. Определение доверительных границ рассеивания одинокного и среднего значений износа шлицев.....	40
1.20. Определение количества деталей, годных без ремонта и подлежащих восстановлению.....	42
Часть II. Графические методы обработки информации по показателям надежности.....	44
2.1. Методика обработки информации графическим методом при законе нормального распределения.....	44
2.2. Методика обработки информации графическим методом при законе распределения Вейбулла.....	48
Часть III. Методика обработки многократно усеченной информации.....	52
3.1. Составление сводной таблицы информации.....	53
3.2. Графическая часть обработки многократно усеченной информации.....	55
Список литературы	57
Приложения.....	60

ВВЕДЕНИЕ

Сложность современных технических систем, многообразие режимов работы, повышение нагрузок и скоростей движения агрегатов требуют новых подходов к решению проблемы их надежности. Принципиальные конструктивные решения не могут быть эффективными без должного обеспечения надежности работы машины, ее агрегатов, соединений и деталей в реальных условиях эксплуатации.

Благодаря такой науке, как «Надежность» можно определить причину нарушения, метод поддержания и восстановления работоспособности и повышения надежности машин и оборудования.

На основе аналитических и графических методов обработки полной, усеченной и многократно усеченной информации возможно выявление конструктивных и технологических недостатков объектов, приводящих к снижению их надежности; изучение закономерностей возникновения неисправностей и отказов; корректировка нормируемых показателей надежности и определение необходимого количества запасных частей для определенного периода наработки объекта.

Учебное пособие предназначено главным образом для студентов высших учебных заведений, обучающихся по направлениям подготовки: 20.03.01 «Техносферная безопасность», 27.03.02 «Управление качеством», 23.03.01 «Технология транспортных процессов» и 23.03.03 «Эксплуатация транспортно-технологических машин и комплексов» (уровень бакалавриат) и может быть использовано в качестве учебника при изучении дисциплин «Надежность технических систем обеспечения безопасности не предприятий АПК», «Надежность технических систем» и «Основы теории надежности и диагностика», а также будет полезно инженерно-технических работников сельскохозяйственного производства.

Часть 1. МЕТОДИКА ОБРАБОТКИ ПОЛНОЙ ИНФОРМАЦИИ

Рассмотрим методику обработки полной информации по показателям надежности на примере доремонтного ресурса двигателя типа СМД. Информацию обрабатывают в следующем порядке.

1.1. Составление сводной таблицы информации

Составление сводной таблицы (таблица 1.1) осуществляется в порядке возрастания показателя надежности.

Таблица 1.1 – Сводная таблица по отказам двигателей

№ двигателя	Доремонтный ресурс	№ двигателя	Доремонтный ресурс	№ двигателя	Доремонтный ресурс
1	1100	12	1730	23	2400
2	1130	13	1870	24	2450
3	1180	14	1900	25	2480
4	1250	15	1940	26	2500
5	1430	16	1950	27	2690
6	1470	17	1970	28	2820
7	1490	18	2020	29	2900
8	1490	19	2030	30	2910
9	1500	20	2200	31	3020
10	1600	21	2320	32	3200
11	1700	22	2320	33	3280

1.2. Составление статистического ряда исходной информации

Для упрощения дальнейших расчетов в том случае, когда повторность информации $N > 25$ составляется статистический ряд исходной информации. При $N < 25$ статистический ряд не составляют.

В данном примере повторность информации $N = 33 > 25$ 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:

$$n = \left\lceil \sqrt{N} \right\rceil \text{ или } n = \sqrt{N} \pm 1. \quad (1.1)$$

Полученный результат округляют до ближайшего большего целого числа:

$$n = \sqrt{N} \pm 1 = \sqrt{33} \pm 1 \approx 6.$$

Принимаем $n = 6$.

Длина интервала:

$$A = \frac{t_{\max} - t_{\min}}{n}, \quad (1.2)$$

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

$$A = \frac{t_{\max} - t_{\min}}{n} = \frac{3280 - 1100}{6} = 364 \text{ мото-ч.}$$

За начало первого интервала рекомендуют принимать наименьшее значение показателя надежности – $t_{\min} = 1100$ мото-ч. Статистический ряд представлен в таблице 1.2.

Таблица 1.2 – Статистический ряд

Интервал, мото-ч	1100... 1464	1464... 1828	1828... 2192	2192... 2556	2556... 2920	2920... 3284
Опытная частота, m_i	5	7	7	7	4	3
Опытная вероятность, P_i	0,15	0,21	0,21	0,21	0,12	0,09
Накопленная опытная вероятность, $\sum_{i=1}^n P_i$	0,15	0,36	0,57	0,78	0,90	0,99

В первой строке указывают границы интервалов в единицах показателя надежности; во второй строке – число случаев (опытную частоту m_i), попадающих в каждый интервал. Если точка информации попадает на границу интервалов, то в предыдущий и последующий интервалы вносят по 0,5 точки; в третьей строке – опытную вероятность P_i , в четвертой строке – накопленную опытную вероятность $\sum_{i=1}^n P_i$.

Опытная вероятность:

$$P_i = \frac{m_i}{N}, \quad (1.3)$$

где m_i – опытная частота в i -м интервале статистического ряда.

Накопленную опытную вероятность определяют суммированием опытных вероятностей интервалов статистического ряда.

Опытная вероятность в первом интервале:

$$P_1 = \frac{m_1}{N} = \frac{5}{33} = 0,15; \quad P_2 = \frac{m_2}{N} = \frac{7}{33} = 0,21; \quad P_3 = \frac{m_3}{N} = \frac{7}{33} = 0,21;$$

$$P_4 = \frac{m_4}{N} = \frac{7}{33} = 0,21; \quad P_5 = \frac{m_5}{N} = \frac{4}{33} = 0,12; \quad P_6 = \frac{m_6}{N} = \frac{3}{33} = 0,09.$$

Значения заносятся в таблицу 1.2.

1.3. Определение среднего значения показателя надежности и среднего квадратического отклонения

Среднее значение – важная характеристика показателя надежности. 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:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i, \quad (1.4)$$

где t_i – значение i -го показателя надежности.

При наличии статистического ряда ($N > 25$) среднее значение показателя надежности:

$$\bar{t} = \sum_{i=1}^n t_{ci} \cdot P_i, \quad (1.5)$$

где n – число интервалов в статистическом ряду; t_{ci} – значение середины i -го интервала; P_i – опытная вероятность i -го интервала.

В данном примере $N > 25$, тогда считаем по формуле (1.5):

$$\begin{aligned} \bar{t} &= 1282 \cdot 0,15 + 1646 \cdot 0,21 + 2010 \cdot 0,21 + \\ &+ 2374 \cdot 0,21 + 2738 \cdot 0,12 + 3102 \cdot 0,09 = 2066 \text{ мото-ч.} \end{aligned}$$

Характеристика рассеивания показателя надежности – дисперсия или среднее квадратическое отклонение определяют:

- при отсутствии ($N < 25$) статистического ряда по уравнению:

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^N (t_i - \bar{t})^2 / N}; \quad (1.6)$$

- при наличии статистического ряда ($N > 25$):

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^N (t_{ci} - \bar{t})^2 \cdot P_i}. \quad (1.7)$$

В данном примере $N > 25$, тогда рассчитываем по формуле (1.7):

$$\sigma = \sqrt{(1282 - 2066)^2 \cdot 0,15 + (1646 - 2066)^2 \cdot 0,21 + (2010 - 2066)^2 \cdot 0,21 + (2374 - 2066)^2 \cdot 0,21 + (2738 - 2066)^2 \cdot 0,12 + (3102 - 2066)^2 \cdot 0,09} = 548 \text{ мото-ч.}$$

1.4. Проверка информации на выпадающие точки

Информация по показателям надежности, полученная в процессе испытаний или наблюдений в условиях рядовой эксплуатации, может содержать ошибочные точки, не соответствующие закону распределения случайной величины. Поэтому во время математической обработки информацию проверяют на выпадающие точки.

Грубую проверку информации на выпадающие точки проводят по правилу $\bar{t} \pm 3\sigma$ 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.

Достоверности информации равны:

- нижняя $2066 - 3 \cdot 548 = 422$ мото-ч;
- верхняя $2066 + 3 \cdot 548 = 3710$ мото-ч.

Наименьший доремонтный ресурс двигателя $t_{др1} = 1100$ мото-ч. Следовательно, эта точка информации действительна и должна быть учтена при дальнейших расчетах. Наибольший ресурс двигателя $t_{др33} = 3280$ мото-ч. Эта точка информации действительна и должна быть учтена при дальнейших расчетах.

Более точно информацию на выпадающие точки проверяют по критерию Ирвина λ , теоретическое значение λ_t которого приведено в приложении 4.

Фактическое значение критерия:

$$\lambda_{оп} = \frac{t_i - t_{i-1}}{\sigma}, \quad (1.8)$$

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

При $\lambda_{оп} \leq \lambda_t$ точку считают достоверной; при $\lambda_{оп} > \lambda_t$ 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 и среднее квадратическое отклонение показателя надежности.

Проверим крайние точки информации о доремонтных ресурсах двигателя. Наименьшая точка информации:

$$\lambda_{оп} = \frac{1130 - 1100}{548} = 0,055.$$

Наибольшая точка информации:

$$\lambda_{\text{опзз}} = \frac{3280 - 3200}{548} = 0,146.$$

По приложению 4 находим, что при повторности информации $N = 33$ и доверительной вероятности $\beta = 0,95$, $\lambda_T = 1,2$.

Первую точку информации следует признать достоверной, так как $\lambda_{\text{опп}} = 0,055 < \lambda_T = 1,2$, последнюю точку тоже следует признать достоверной: $\lambda_{\text{опзз}} = 0,146 < \lambda_T = 1,2$.

1.5. 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.

Гистограмма

Для построения гистограммы (рисунок 1.1) по оси абсцисс откладывают в определенном масштабе показатель надежности $\bar{t}$, а по оси ординат – опытную частоту m_i или опытную вероятность P_i .

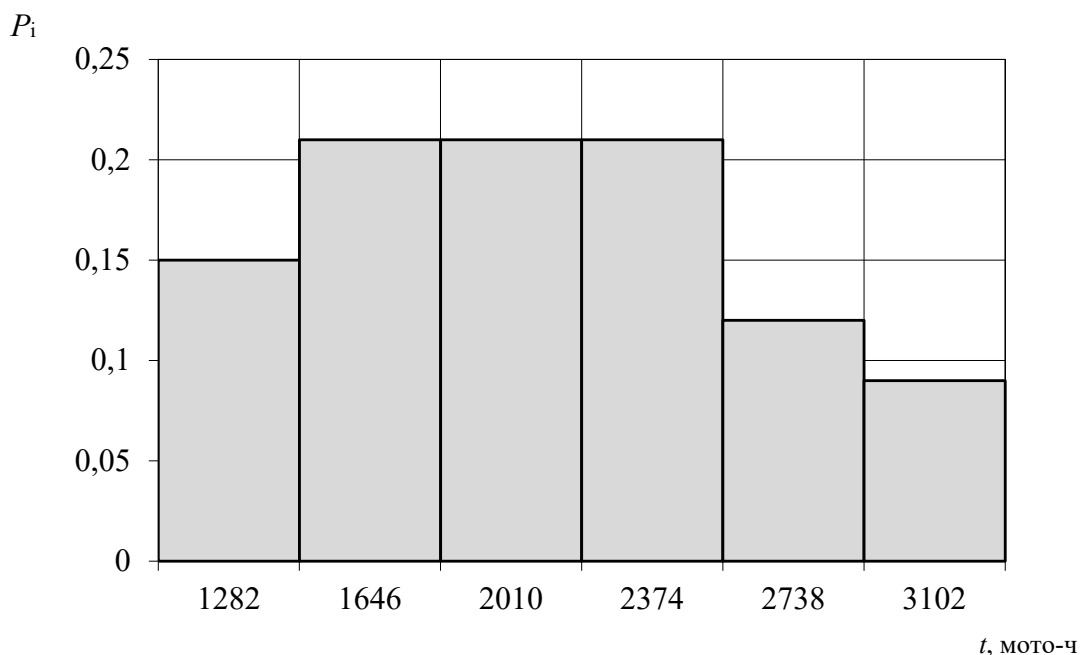


Рисунок 1.1. – Гистограмма распределения

Полигон

При построении полигона распределения (рисунок 1.2) по осям абсцисс и ординат откладывают те же значения, что и при построении гистограммы. Точки пересечения образуются значением опытной частоты m_i или опытной вероятности P_i по оси ординат и значением середины i -го интервала по оси абсцисс. Начальную и конечную точки полигона распределения

приравнивают к абсциссам начала первого и конца последнего интервалов статистического ряда.

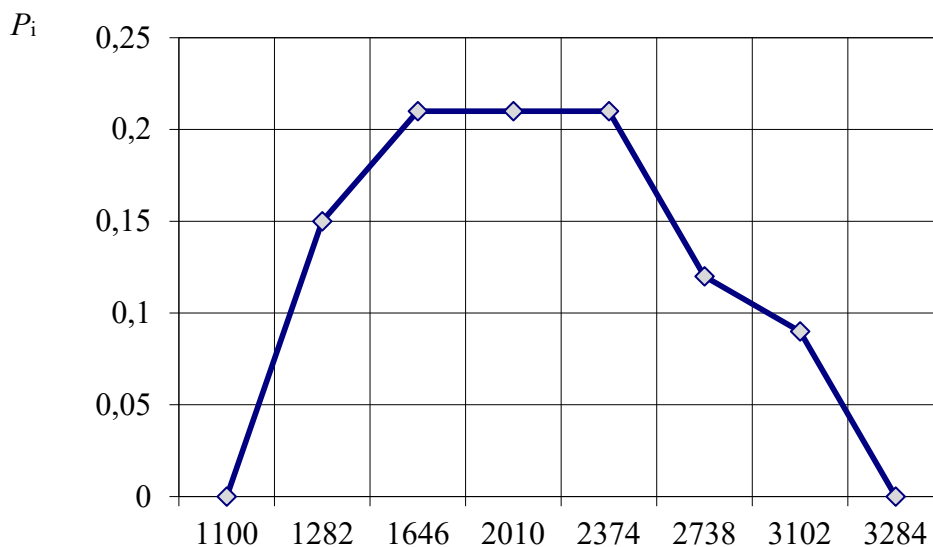


Рисунок 1.2 – Полигон распределения

t, мото-ч

Кривая накопленных опытных вероятностей

Для построения кривой накопленных опытных вероятностей (рисунок 1.3) по оси абсцисс откладывают в масштабе значение показателя надежности $\bar{t}$, а по оси ординат – накопленную опытную вероятность $\sum_{i=1}^n P_i$. Точки пересечения образуются значением накопленной опытной вероятности $\sum_{i=1}^n P_i$ по оси ординат и значением конца i -го интервала по оси абсцисс. Полученные точки соединяют прямыми линиями. Первую точку соединяют с началом первого интервала.

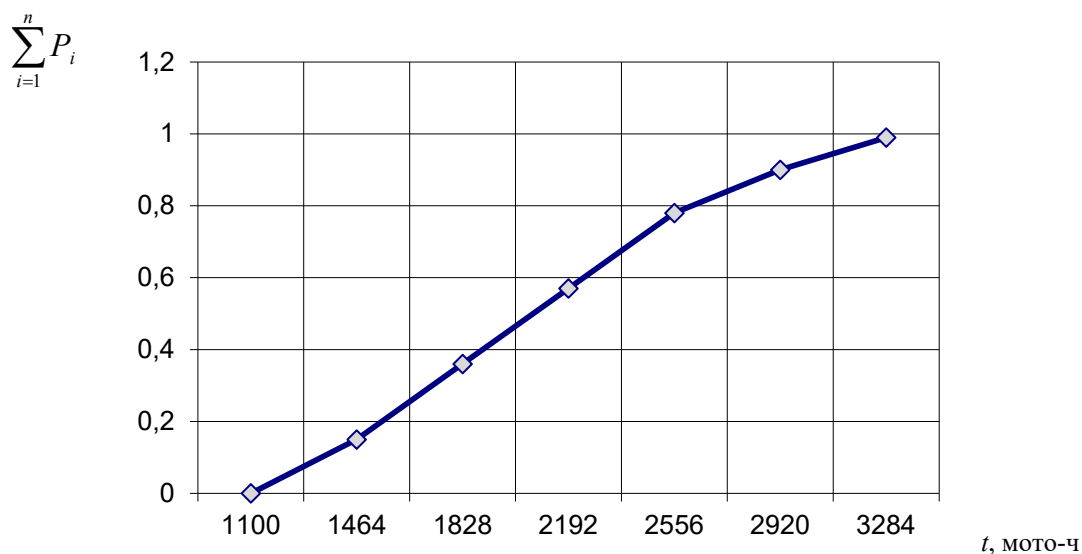


Рисунок 1.3 – Кривая накопленных опытных вероятностей

1.6. Определение коэффициента вариации

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

$$V = \frac{\sigma}{\bar{t} - C}, \quad (1.9)$$

где C – смещение начала рассеяния показателя надежности.

Смещение рассеяния рассчитывают по уравнению:

- при отсутствии статистического ряда, когда $N < 25$:

$$C = t_1 - \frac{t_3 - t_1}{2}, \quad (1.10)$$

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

- при наличии статистического ряда, когда $N > 25$:

$$C = t_1 - \frac{A}{2}, \quad (1.11)$$

где A – длина интервала.

В данном примере $N > 25$, значит расчет ведем по формуле (1.11):

$$C = 1100 - \frac{364}{2} = 918 \text{ мото-ч.}$$

Тогда коэффициент вариации:

$$V = \frac{548}{2066 - 918} = 0,48.$$

1.7. 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, от почвенных и климатических условий, от качества топливо-смазочных материалов, от качества запасных частей и т. д. Перечисленные факторы не позволяют переносить результаты испытаний на машины той же марки, не входящих 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 значению коэффициента вариации:

- при $V < 0,30$ выбирают закон нормального распределения (ЗНР);
- при $V > 0,50$ выбирают закон распределения Вейбулла (ЗРВ);
- если значение коэффициента вариации находится в интервале $0,30 \leq V \leq 0,50$, то предварительно выбирают оба закона ЗНР и ЗРВ.

В данном примере $V = 0,48$, следовательно, расчет ведем по ЗНР и ЗРВ.

1.7.1. 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:

$$f(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(t-\bar{t})^2}{2\sigma^2}}, \quad (1.12)$$

где σ – среднее квадратическое отклонение; e – основание натурального логарифма ($e = 2,718$); t_i – значение i -го показателя надежности; $\bar{t}$ – среднее значение показателя надежности.

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

$$f_0(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{t_i^2}{2}}. \quad (1.13)$$

Для определения дифференциальной функции через центрированную нормированную функцию используют уравнение:

$$f(t) = \frac{A}{\sigma} \cdot f_0\left(\frac{t_{Ci} - \bar{t}}{\sigma}\right), \quad (1.14)$$

где A – длина i -го интервала; t_{Ci} – середина i -го интервала.

Кроме того, следует использовать уравнение:

$$f_0(-t) = f_0(+t). \quad (1.15)$$

Определим значение дифференциальной функции, используя приложение 1:

$$\begin{aligned} f(1100...1464) &= \frac{364}{548} \cdot f_0\left(\frac{1282 - 2066}{548}\right) = \\ &= 0,66 \cdot f_0(-1,43) = 0,66 \cdot f_0(1,43) = 0,66 \cdot 0,14 = 0,09; \\ f(1464...1828) &= \frac{364}{548} \cdot f_0\left(\frac{1646 - 2066}{548}\right) = \\ &= 0,66 \cdot f_0(-0,77) = 0,66 \cdot f_0(0,77) = 0,66 \cdot 0,30 = 0,20; \\ f(1828...2192) &= \frac{364}{548} \cdot f_0\left(\frac{2010 - 2066}{548}\right) = \\ &= 0,66 \cdot f_0(-0,10) = 0,66 \cdot f_0(0,10) = 0,66 \cdot 0,40 = 0,26; \\ f(2192...2556) &= \frac{364}{548} \cdot f_0\left(\frac{2374 - 2066}{548}\right) = 0,66 \cdot f_0(0,56) = 0,66 \cdot 0,34 = 0,22; \\ f(2556...2920) &= \frac{364}{548} \cdot f_0\left(\frac{2738 - 2066}{548}\right) = 0,66 \cdot f_0(1,22) = \\ &= 0,66 \cdot 0,19 = 0,13; \\ f(2920...3284) &= \frac{364}{548} \cdot f_0\left(\frac{3102 - 2066}{548}\right) = 0,66 \cdot f_0(1,89) = \\ &= 0,66 \cdot 0,07 = 0,05. \end{aligned}$$

Интегральная функция или функция распределения:

$$F(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} e^{-\frac{(t_i - \bar{t})^2}{2\sigma^2}} dt. \quad (1.16)$$

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

$$F_0(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} e^{-\frac{t_i^2}{2}} \cdot dt. \quad (1.17)$$

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

$$F(t) = F_0\left(\frac{t_{ki} - \bar{t}}{\sigma}\right), \quad (1.18)$$

где t_{ki} – значение конца i -го интервала.

При этом используют уравнение:

$$F_0(-t) = 1 - F_0(+t). \quad (1.19)$$

Определим значение интегральной функции, используя приложение 2:

$$F(1100...1464) = F_0\left(\frac{1464 - 2066}{548}\right) = F_0(-1,10) = 1 - F_0(1,10) = 1 - 0,86 = 0,14;$$

$$F(1464...1828) = F_0\left(\frac{1828 - 2066}{548}\right) = F_0(-0,43) = 1 - F_0(0,43) = 1 - 0,67 = 0,33;$$

$$F(1828...2192) = F_0\left(\frac{2192 - 2066}{548}\right) = F_0(0,23) = 0,59;$$

$$F(2192...2556) = F_0\left(\frac{2556 - 2066}{548}\right) = F_0(0,89) = 0,81;$$

$$F(2556...2920) = F_0\left(\frac{2920 - 2066}{548}\right) = F_0(1,56) = 0,94;$$

$$F(2920...3284) = F_0\left(\frac{3284 - 2066}{548}\right) = F_0(2,22) = 0,99.$$

Рассчитанные аналогичным образом значения дифференциальной и интегральной функций по всем интервалам статистического ряда сводим в таблицу.

Интервал, мото-ч	1100... 1464	1464... 1828	1828... 2192	2192... 2556	2556... 2920	2920... 3284
$f(t)$	0,09	0,20	0,26	0,22	0,13	0,05
$F(t)$	0,14	0,33	0,59	0,81	0,94	0,99

На основании полученных значений $f(t)$ и $F(t)$ могут быть построены графики дифференциальной и интегральной функций. Дифференциальная кривая заменяет полигон распределения, а интегральная – кривую накопленных опытных вероятностей.

При построении дифференциальной кривой (рисунок 1.4) по оси абсцисс откладывают значение показателя надежности в определенном масштабе, а по оси ординат значение дифференциальной функции. Точки пересечения образуются значением дифференциальной функции по оси ординат и значением середины i -го интервала по оси абсцисс.

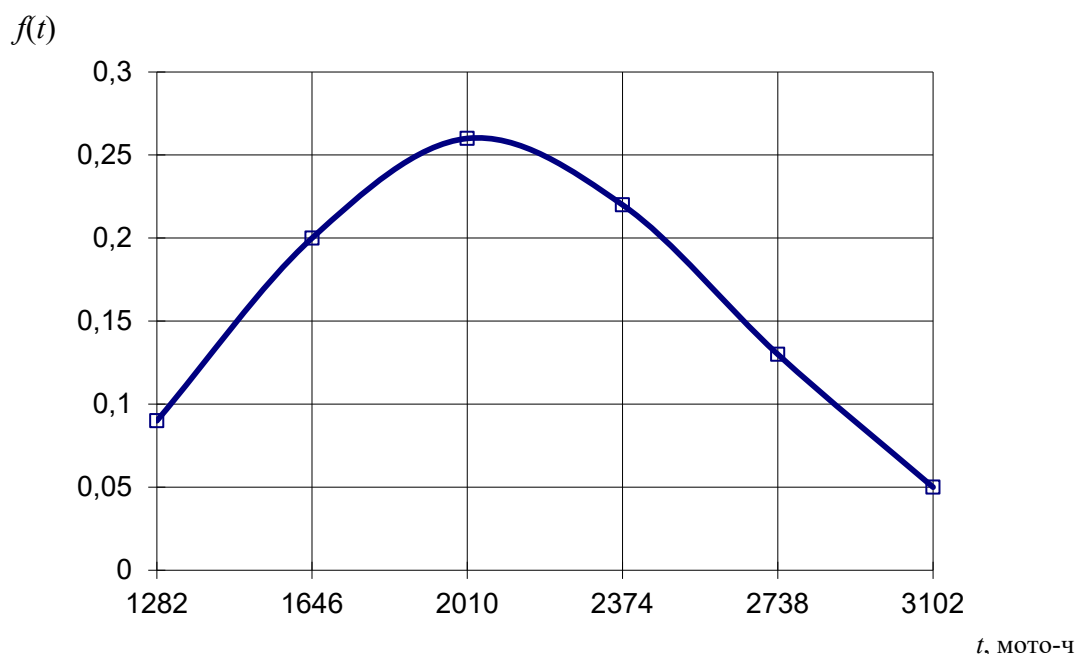


Рисунок 1.4 – Дифференциальная кривая

При построении интегральной кривой (рисунок 1.5) по оси абсцисс откладывают значение показателя надежности в определенном масштабе, а по оси ординат значение интегральной функции. Точки пересечения образуются значением интегральной функции по оси абсцисс и значением конца i -го интервала по оси абсцисс.

Пример: С помощью дифференциальной и интегральной функций можно определить число двигателей, требующих ремонта в любом интервале наработки. Например, определим число двигателей, требующих ремонта в интервале наработки от 2100 до 2500 мото-ч.

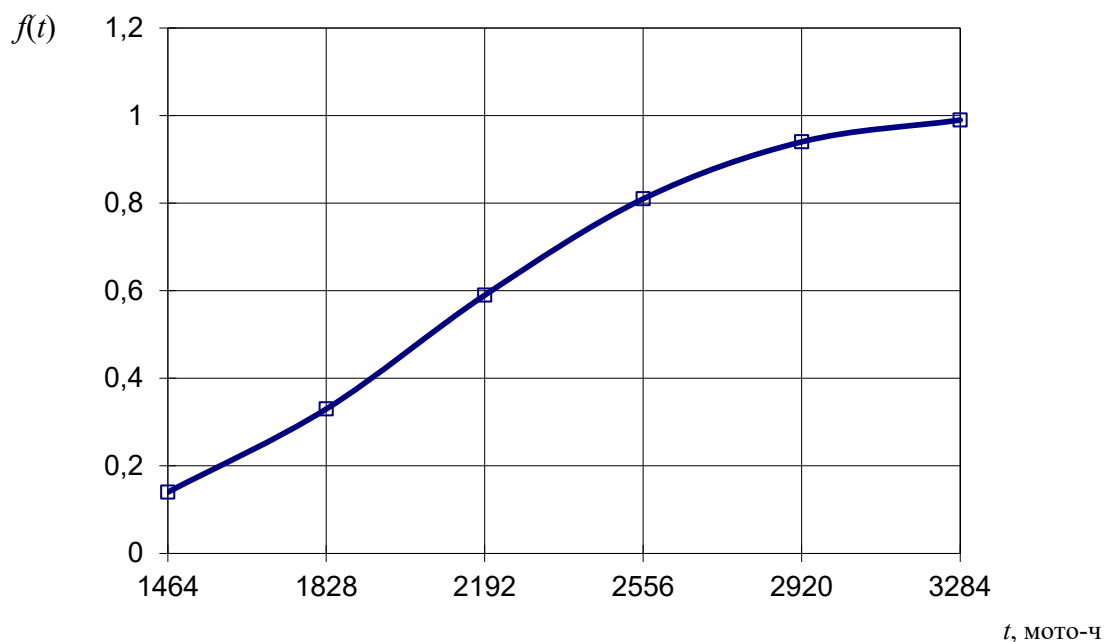


Рисунок 1.5 – Интегральная кривая

Решение:

- по дифференциальной функции:

$$f(2100...2500) = \frac{400}{548} \cdot f_0\left(\frac{2300-2066}{548}\right) = 0,73 \cdot f_0(0,43) = 0,73 \cdot 0,36 = 0,26;$$

$$N_{\Phi}^{\circ} = 0,26 \cdot 33 \approx 9 \text{ двигателей};$$

- по интегральной функции:

$$F(2100...2500) = F(0...2500) - F(0...2100) = F_0\left(\frac{2500-2066}{548}\right) - F_0\left(\frac{2100-2066}{548}\right) =$$

$$= F_0(0,79) - F_0(0,06) = 0,79 - 0,52 = 0,27;$$

$$N_{\Phi}^{\circ} = 0,27 \cdot 33 \approx 9 \text{ двигателей}.$$

1.7.2. Использование для выравнивания распределения опытной информации закона распределения Вейбулла

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

$$f(t) = \frac{b}{a} \cdot \left(\frac{t_i}{a}\right)^{b-1} \cdot e^{-\left(\frac{t_i}{a}\right)^b}, \quad (1.20)$$

где a и b – параметры закона распределения Вейбулла; e – основание натурального логарифма; t_i – значение i -го показателя надежности.

Параметр b определяют по приложению 3. Для этого необходимо предварительно найти коэффициент вариации. Из таблицы выписываем значение параметра b , коэффициенты K_b и C_b .

При $V = 0,48$, $b = 2,20$, $K_b = 0,89$, $C_b = 0,43$.

Параметр a рассчитывают по одному из уравнений:

$$a = \frac{\bar{t} - C}{K_b}; \quad (1.21)$$

или

$$a = \frac{\sigma}{C_b}. \quad (1.22)$$

Найдем значение a по формуле (1.21):

$$a = \frac{2066 - 918}{0,89} = 1290 \text{ мото-ч}.$$

Дифференциальную функцию определяют по приложению 5. При этом используют уравнение

$$f(t) = \frac{A}{a} \cdot f_0\left(\frac{t_{ci} - C}{a}\right), \quad (1.23)$$

где A – длина интервала статистического ряда; t_{ci} – середина интервала статистического ряда; C – смещение начала рассеяния.

Рассчитаем дифференциальную функцию:

$$\begin{aligned} f(1100...1464) &= \frac{364}{1290} \cdot f_0\left(\frac{1282 - 918}{1290}\right) = 0,28 \cdot f_0(0,28) = 0,28 \cdot 0,46 = 0,13; \\ f(1464...1828) &= \frac{364}{1290} \cdot f_0\left(\frac{1646 - 918}{1290}\right) = 0,28 \cdot f_0(0,56) = 0,28 \cdot 0,81 = 0,22; \\ f(1828...2192) &= \frac{364}{1290} \cdot f_0\left(\frac{2010 - 918}{1290}\right) = 0,28 \cdot f_0(0,85) = 0,28 \cdot 0,88 = 0,25; \\ f(2192...2556) &= \frac{364}{1290} \cdot f_0\left(\frac{2374 - 918}{1290}\right) = 0,28 \cdot f_0(1,13) = 0,28 \cdot 0,71 = 0,20; \\ f(2556...2920) &= \frac{364}{1290} \cdot f_0\left(\frac{2738 - 918}{1290}\right) = 0,28 \cdot f_0(1,41) = 0,28 \cdot 0,38 = 0,11; \\ f(2920...3284) &= \frac{364}{1290} \cdot f_0\left(\frac{3102 - 918}{1290}\right) = 0,28 \cdot f_0(1,69) = 0,28 \cdot 0,22 = 0,06. \end{aligned}$$

Игральная функция, или функция распределения закона Вейбулла, определяется по уравнению

$$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t_i}{a}\right)^b}. \quad (1.24)$$

Эту функцию определяют по приложению 6, при этом используют уравнение

$$F(t) = F_0\left(\frac{t_{ki} - C}{a}\right). \quad (1.25)$$

Рассчитаем интегральную функцию:

$$\begin{aligned} F(1100...1464) &= F_0\left(\frac{1464 - 918}{1290}\right) = F_0(0,42) = 0,13; \\ F(1464...1828) &= F_0\left(\frac{1828 - 918}{1290}\right) = F_0(0,71) = 0,38; \\ F(1828...2192) &= F_0\left(\frac{2192 - 918}{1290}\right) = F_0(0,99) = 0,62; \\ F(2192...2556) &= F_0\left(\frac{2556 - 918}{1290}\right) = F_0(1,27) = 0,82; \end{aligned}$$

$$F(2556...2920) = F_0\left(\frac{2920-918}{1290}\right) = F_0(1,55) = 0,92;$$

$$F(2920...3284) = F_0\left(\frac{3284-918}{1290}\right) = F_0(1,83) = 0,97.$$

Рассчитанные значения дифференциальной и интегральной функций по всем интервалам статистического ряда сводим в таблицу.

Интервал, мото-ч	1100... 1464	1464... 1828	1828... 2192	2192... 2556	2556... 2920	2920... 3284
$f(t)$	0,13	0,22	0,25	0,20	0,11	0,06
$F(t)$	0,13	0,38	0,62	0,82	0,92	0,97

На основании полученных значений $f(t)$ и $F(t)$ могут быть построены графики дифференциальной и интегральной функций закона распределения Вейбулла.

При построении дифференциальной кривой (рисунок 1.6) по оси абсцисс откладывают значение показателя надежности в определенном масштабе, а по оси ординат – значение дифференциальной функции. Точки пересечения образуются значением дифференциальной функции по оси абсцисс и значением середины i -го интервала по оси абсцисс.

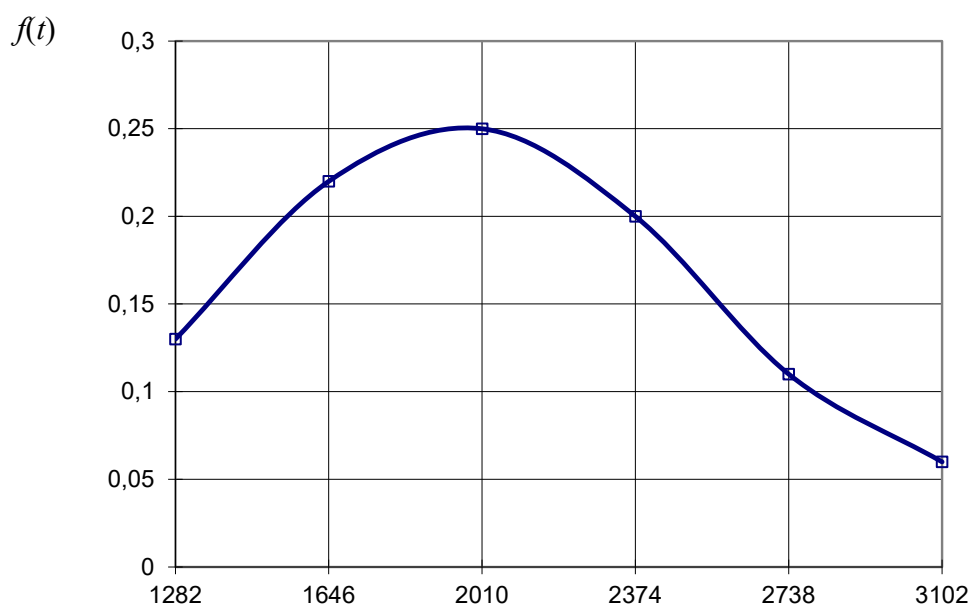


Рисунок 1.6 – Дифференциальная кривая

t, мото-ч

При построении интегральной кривой (рисунок 1.7) по оси абсцисс откладывают значение показателя надежности в определенном масштабе, а по оси ординат значение интегральной функции. Точки пересечения образуются значением интегральной функции по оси ординат и значением конца i -го интервала по оси абсцисс.

Пример: Определим число двигателей, требующих ремонта в интервале наработки от 2100 до 2500 мото-ч.

Решение:

- по дифференциальной функции:

$$f(2100...2500) = \frac{400}{1290} \cdot f_0\left(\frac{2300-918}{1290}\right) = 0,31 \cdot f_0(1,07) = 0,31 \cdot 0,74 = 0,23;$$

$$N_{\Phi}^o = 0,23 \cdot 33 \approx 8 \text{ двигателей};$$

- по интегральной функции:

$$\begin{aligned} F(2100...2500) &= F(0...2500) - F(0...2100) = \\ &= F_0\left(\frac{2500-918}{1290}\right) - F_0\left(\frac{2100-918}{1290}\right) = F_0(1,23) - F_0(0,92) = 0,79 - 0,56 = 0,23; \end{aligned}$$

$$N_{\Phi}^o = 0,23 \cdot 33 \approx 8 \text{ двигателей}.$$

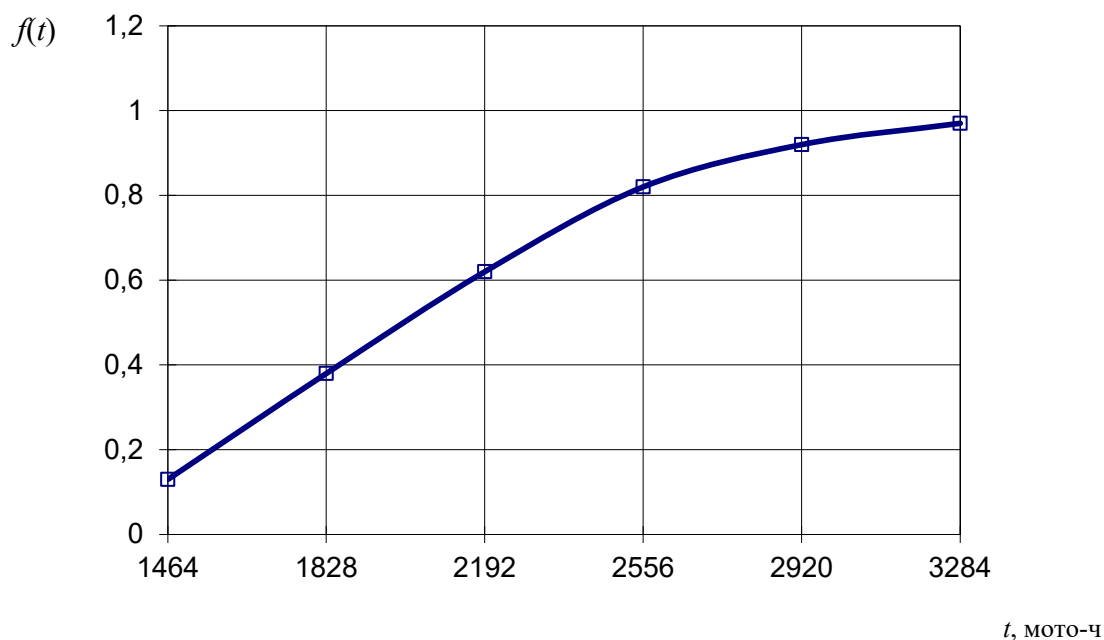


Рисунок 1.7 – Интегральная кривая

1.8. Оценка совпадения опытного и теоретического законов распределения показателя надежности по критерию согласия Пирсона

Критерий согласия Пирсона определяется по уравнению

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{n_y} \frac{(m_i - m_{Ti})^2}{m_{Ti}}, \quad (1.26)$$

где n_y – число интервалов в укрупненном статистическом ряду; m_i – опытная частота в i -м интервале; m_{Ti} – теоретическая частота в i -ом интервале.

Определяется по уравнению:

$$m_{Ti} = N[F(t_i) - F(t_{i-1})], \quad (1.27)$$

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

Для определения χ^2 строят укрупненный статистический ряд, при этом соблюдают условие: $n_y > 4$, $m_i \geq 5$. При этом допускается объединение соседних интервалов, в которых $m_i < 5$.

Проанализировав статистический ряд информации о доремонтных ресурсах двигателя, видим, что $m_5 = 4$ и $m_6 = 3$, следовательно, необходимо объединить эти интервалы, тогда опытная частота в объединенном интервале будет равна $m_5 = 7$. В остальных интервалах статистического ряда опытные частоты больше пяти, поэтому эти интервалы оставляем без изменения.

Таблица 1.3 – Укрупненный статистический ряд

Интервал, мото-ч		1100... 1464	1464... 1828	1828... 2192	2192... 2556	2556... 3284
Опытная частота, m_i		5	7	7	7	7
При ЗНР	$F(t)$	0,14	0,33	0,59	0,81	0,99
	m_{Ti}	4,6	6,3	8,6	7,3	5,9
При ЗРВ	$F(t)$	0,13	0,38	0,62	0,82	0,97
	m_{Ti}	4,3	8,3	7,9	6,6	5,0

Теоретические частоты при ЗНР определяют следующим образом:

$$m_{T1} = 33 \cdot (0,14 - 0) = 4,6;$$

$$m_{T2} = 33 \cdot (0,33 - 0,14) = 6,3;$$

$$m_{T3} = 33 \cdot (0,59 - 0,33) = 8,6;$$

$$m_{T4} = 33 \cdot (0,81 - 0,59) = 7,3;$$

$$m_{T5} = 33 \cdot (0,99 - 0,81) = 5,9.$$

Теоретические частоты при ЗРВ:

$$m_{T1} = 33 \cdot (0,13 - 0) = 4,3;$$

$$m_{T2} = 33 \cdot (0,38 - 0,13) = 8,3;$$

$$m_{T3} = 33 \cdot (0,62 - 0,38) = 7,9;$$

$$m_{T4} = 33 \cdot (0,82 - 0,62) = 6,6;$$

$$m_{T5} = 33 \cdot (0,97 - 0,82) = 5,0.$$

Тогда критерий согласия Пирсона:

- при законе нормального распределения:

$$\chi_{\text{ЗНР}}^2 = \frac{(5-4,6)^2}{4,6} + \frac{(7-6,3)^2}{6,3} + \frac{(7-8,6)^2}{8,6} + \frac{(7-7,3)^2}{7,3} + \frac{(7-5,9)^2}{5,9} = 0,63;$$

- при законе распределения Вейбулла:

$$\chi_{\text{ЗРВ}}^2 = \frac{(5-4,3)^2}{4,3} + \frac{(7-8,3)^2}{8,3} + \frac{(7-7,9)^2}{7,9} + \frac{(7-6,6)^2}{6,6} + \frac{(7-5,0)^2}{5,0} = 1,24.$$

В данном примере выбираем закон нормального распределения, так как $\chi_{\text{ЗНР}}^2 = 0,63 < \chi_{\text{ЗРВ}}^2 = 1,24$.

Также, пользуясь значениями критерия согласия, можно определить вероятность совпадения (P , %) опытных и теоретических распределений по приложению 11. Для входа в таблицу нужно определить номер строки:

$$N_{\text{строки}} = n_y - k.$$

где k – число обязательных связей: (ЗНР: $\bar{t}; \sigma; \sum_{i=1}^n P_i = 1,0$; ЗРВ: $a; b; \sum_{i=1}^n P_i = 1,0$).

В нашем случае:

$$N_{\text{строки}} = 5 - 3 = 2.$$

Следовательно, значения критериев χ^2 находим во второй строке таблицы. Вероятность совпадения ЗНР – около 73 % и ЗРВ – около 52 %.

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

1.9. 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 режимах и условиях эксплуатации. 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 среднего значения $\bar{t}$ на величину $\pm 3\sigma$ при ЗНР и на величину от $0,1a$ до $2,5a$ при ЗРВ (где 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.

Степень доверия расчета на рисунке 1.8 оценивают площадью под дифференциальной кривой, ограниченной осью абсцисс и доверительными границами t_{β}^H и t_{β}^B .

Площадь β характеризует степень доверия расчета и гарантирует заданную вероятность попадания показателя надежности в соответствующий интервал его значений. Поэтому ее называют доверительной вероятностью β .

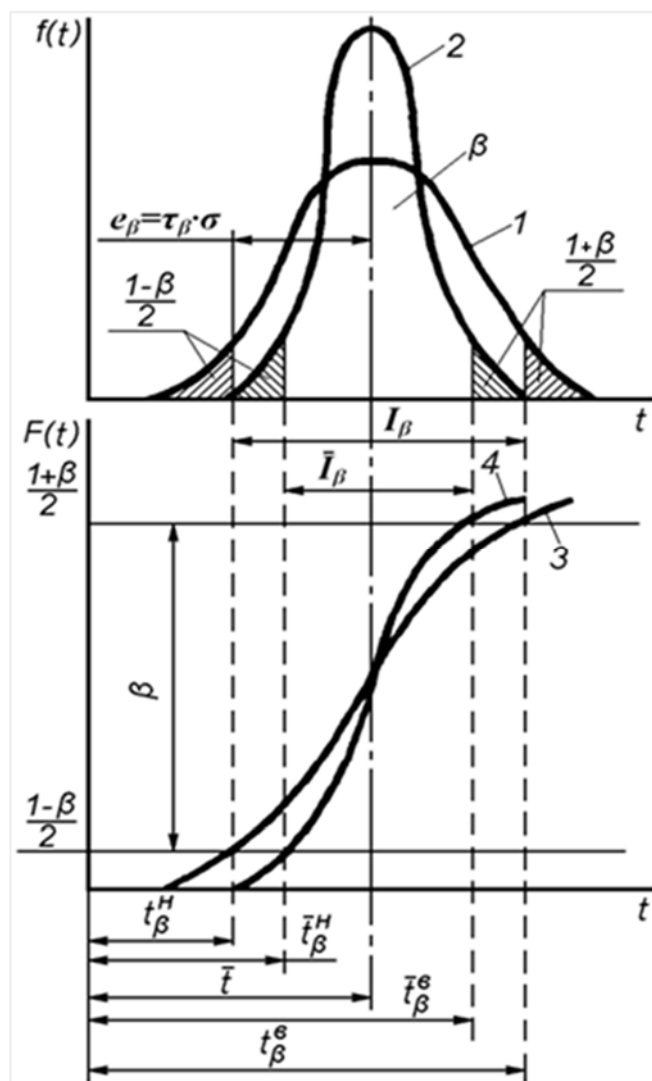


Рисунок 1.8 – Доверительные границы одиночного и среднего значений показателя надежности:

1 и 3 – дифференциальная и интегральная функции одиночного значения;
2 и 4 – дифференциальная и интегральная функции среднего значения

При расчете доверительных границ рассеивания показателей надежности рекомендуется принимать следующие значения доверительных вероятностей β : 0,80; 0,90; 0,95; 0,99. В данном примере $\beta = 0,95$.

Интервал, в который при заданной доверительной вероятности β попадает 100 % общего числа объектов совокупности N , называют доверительным интервалом I_{β} .

Границы, в которых может колебаться значение одиночного показателя надежности при заданной доверительной вероятности, называют нижней t_{β}^H и верхней t_{β}^B доверительными границами.

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

1.9.1. 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} :

$$e_{\beta} = \tau_{\beta} \cdot \sigma, \quad (1.28)$$

где τ_{β} – коэффициент Стьюдента определяется по приложению 12.

Коэффициент Стьюдента при $\beta = 0,95$ и $N = 33$ – $\tau_{\beta} = 2,04$:

$$e_{\beta} = \tau_{\beta} \cdot \sigma = 2,04 \cdot 548 = 1118 \text{ мото-ч.}$$

Нижняя доверительная граница:

$$e_{\beta} = \tau_{\beta} \cdot \sigma = 2,04 \cdot 548 = 1118 \text{ мото-ч,} \quad (1.29)$$

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

$$t_{\beta}^H = 2066 - 1118 = 948 \text{ мото-ч.}$$

Верхняя доверительная граница:

$$t_{\beta}^B = \bar{t} + \tau_{\beta} \cdot \sigma; \quad (1.30)$$

$$t_{\beta}^B = 2066 + 1118 = 3184 \text{ мото-ч.}$$

Доверительный интервал

$$I_{\beta} = t_{\beta}^B - t_{\beta}^H; \quad (1.31)$$

$$I_{\beta} = 3184 - 948 = 2236 \text{ мото-ч.}$$

Определение доверительных границ среднего значения показателя надежности при законе нормального распределения

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:

$$\sigma_t = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}, \quad (1.32)$$

где N – общее число объектов в совокупности.

Нижняя доверительная граница среднего значения показателя надежности:

$$\bar{t}_\beta^H = \bar{t} - \tau_\beta \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{N}}; \quad (1.33)$$

$$\bar{t}_\beta^H = 2066 - 2,04 \cdot \frac{548}{\sqrt{33}} = 1871 \text{ мото-ч.}$$

Верхняя доверительная граница среднего значения показателя надежности:

$$\bar{t}_\beta^B = \bar{t} + \tau_\beta \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{N}}; \quad (1.34)$$

$$\bar{t}_\beta^B = 2066 + 2,04 \cdot \frac{548}{\sqrt{33}} = 2261 \text{ мото-ч.}$$

Доверительный интервал среднего значения показателя надежности:

$$\bar{I}_\beta = \bar{t}_\beta^B - \bar{t}_\beta^H; \quad (1.35)$$

$$\bar{I}_\beta = 2261 - 1871 = 390 \text{ мото-ч.}$$

1.9.2. Определение доверительных границ при законе распределения Вейбулла

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

$$t_\beta^H = H_K^B \left(\frac{1-\beta}{2} \right) \cdot a + C; \quad (1.36)$$

$$t_\beta^B = H_K^B \left(\frac{1+\beta}{2} \right) \cdot a + C, \quad (1.37)$$

где $H_K^B \left(\frac{1 \pm \beta}{2} \right)$ – квантиль закона распределения Вейбулла определяется по приложению 7;

a – параметр закона Вейбулла; C – смещение начала рассеяния.

Доверительный интервал:

$$I_\beta = t_\beta^B - t_\beta^H. \quad (1.38)$$

Для рассматриваемого примера при доверительной вероятности $\beta = 0,95$ и $b = 2,2$:

$$t_\beta^H = H_K^B \left(\frac{1-0,95}{2} \right) \cdot 1290 + 918 = 0,21 \cdot 1290 + 918 = 1189 \text{ мото-ч.}$$

$$t_{\beta}^B = H_K^B \left(\frac{1+0,95}{2} \right) \cdot 1290 + 918 = 1,78 \cdot 1290 + 918 = 3214 \text{ мото-ч};$$

$$I_{\beta} = 3214 - 1189 = 2025 \text{ мото-ч}.$$

Определение доверительных границ рассеивания среднего значения показателя надежности при ЗРВ

$$\overline{t}_{\beta}^H = (\bar{t} - C) \cdot \sqrt[b]{r_3} + C; \quad (1.39)$$

$$\overline{t}_{\beta}^B = (\bar{t} - C) \cdot \sqrt[b]{r_1} + C, \quad (1.40)$$

где r_1 и r_3 – коэффициенты распределения Вейбулла (приложение 12); b – параметр закона распределения Вейбулла.

Доверительный интервал:

$$\overline{I}_{\beta} = \overline{t}_{\beta}^B - \overline{t}_{\beta}^H. \quad (1.41)$$

Рассчитаем значения при $r_1 = 1,48$ и $r_3 = 0,72$:

$$\overline{t}_{\beta}^H = (2066 - 918) \cdot \sqrt[2,2]{0,72} + 918 = 1907 \text{ мото-ч};$$

$$\overline{t}_{\beta}^B = (2066 - 918) \cdot \sqrt[2,2]{1,48} + 918 = 2290 \text{ мото-ч};$$

$$\overline{I}_{\beta} = 2290 - 1907 = 383 \text{ мото-ч}.$$

1.10. 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_{β} в обе стороны от среднего значения показателя надежности.

Относительная предельная ошибка, %:

$$\delta_{\beta}^o = \frac{\overline{t}_{\beta}^B - \bar{t}}{\bar{t} - C} \cdot 100 \%; \quad (1.42)$$

$$\delta_{\beta}^o = \frac{2261 - 2066}{2066} \cdot 100 \% = 9,4 \%.$$

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

1.11. Методика определения количества деталей, годных для дальнейшего использования и требующих восстановления

На основе статистических методов анализа износа различных деталей в узле, а также отдельных поверхностей одной и той же детали можно оценить степень неравномерности их изнашивания, определить количество деталей, годных для дальнейшего использования и требующих восстановления. Эти данные являются исходными для разработки способов повышения износостойкости, а также для выбора и назначения маршрутов восстановления каждой конкретной детали.

Методику рассмотрим на примере анализа износов поверхностей первичного вала коробки передач трактора типа МТЗ.

1.12. Определение величин износов и составление сводной ведомости исходной информации

По технической документации находят чертеж первичного вала коробки передач. По чертежу определяют, что первичный вал сопрягается шейками с шарикоподшипниками № 208 и № 210, а шлицевыми поверхностями – с шестернями (таблица 1.4).

Таблица 1.4 – Технические требования на дефектацию первичного вала (48-1701032) коробки передач трактора (дефекты 1,6)

№ позиции на рисунке	Контролируемый дефект	Способы и средства контроля	Размеры, мм		
			чертежный	допустимый в соединении с деталями	
				бывшими в эксплуатации	новыми
1	Износ шлицев по толщине	Штангензубомер	7,06 $^{+0,03}_{-0,10}$	6,80	6,61
6	Износ шейки под шарикоподшипник № 208	Микрометр	40,00 $_{-0,08}$	39,99	39,97

По картам дефектации деталей определяются дефекты, которые необходимо контролировать, а также способы и средства контроля, размеры чертежные и допустимые в соединении с бывшими в эксплуатации и новыми деталями. Из карты видно, что основными дефектами первичного вала являются износы шлицев по толщине (диаметр 60 мм) и шейки под шарикоподшипник № 210, а также износы шейки под шарикоподшипник № 208 и шлицев по толщине (диаметр 50 мм).

Проведем анализ износов шлицев по толщине (дефект 1) и шейки (диаметр 40 мм) под подшипник № 208 (дефект 6).

Предположим, что по результатам замеров толщин шлицев ($d_{\text{изм}}$) 48-ми деталей получены следующие данные:

6,91	6,39	6,76	6,31	6,61	6,51	6,22	6,31	6,23	6,11	6,11	6,11
5,91	6,76	6,76	6,31	6,61	6,51	6,31	6,31	6,31	6,91	6,51	6,41
6,23	6,01	6,40	6,31	6,61	6,51	6,38	6,31	6,26	6,40	6,37	6,31
6,23	6,11	6,11	6,39	6,61	6,41	6,41	6,38	6,31	6,26	6,11	6,22

Значения износов определяются по формулам:

- для валов $I = d_{\text{мин}} - d_{\text{изм}}$;
- для отверстия $I = D_{\text{изм}} - D_{\text{мах}}$,

где $d_{\text{изм}}$ и $D_{\text{изм}}$ – измеренный диаметр соответственно вала и отверстия; $d_{\text{мин}}$ и $D_{\text{мах}}$ – соответственно наименьший и наибольший размеры вала и отверстия.

Степень изношенности отдельных соединений ($I_{\text{соед}}$) определяется по разности зазоров измеренного и начального (чертежного):

$$I_{\text{соед}} = S_{\text{изм}} - S_{\text{н. мах}},$$

где $S_{\text{изм}}$ – зазор, полученный при измерении; $S_{\text{н. мах}}$ – начальный наибольший зазор по чертежу.

По таблице 1.4 определяем номинальный чертежный размер толщины шлицев (диаметр 50 мм). При этом минимальное значение толщины шлицев $d_{\text{мин}}$ равно нижнему предельному размеру по чертежу:

$$d_{\text{мин}} = 7,06 - 0,10 = 6,96 \text{ мм.}$$

Тогда износы деталей составят:

$$I_1 = 6,96 - 6,91 = 0,05 \text{ мм; } I_2 = 6,96 - 6,39 = 0,57 \text{ мм;}$$

$$I_3 = 6,96 - 6,76 = 0,20 \text{ мм; } I_4 = 6,96 - 6,31 = 0,65 \text{ мм;}$$

$$I_5 = 6,96 - 6,61 = 0,35 \text{ мм; } I_6 = 6,96 - 6,51 = 0,45 \text{ мм.}$$

Сводная ведомость (вариационный ряд) исходной информации, в которой полученные расчетом износы расположены в порядке их возрастания, приведены в таблице 1.5.

**Таблица 1.5 – Сводная ведомость информации
по износам шлицев вала**

№ п/п	Износ И, мм	№ п/п	Износ И, мм	№ п/п	Износ И, мм
1	0,05	17	0,56	33	0,71
2	0,05	18	0,56	34	0,71
3	0,20	19	0,57	35	0,72
4	0,20	20	0,57	36	0,73
5	0,20	21	0,58	37	0,73
6	0,35	22	0,58	38	0,73

Продолжение таблицы 1.5

7	0,35	23	0,59	39	0,74
8	0,35	24	0,65	40	0,74
9	0,35	25	0,65	41	0,85
10	0,45	26	0,65	42	0,85
11	0,45	27	0,65	43	0,85
12	0,45	28	0,65	44	0,85
13	0,45	29	0,65	45	0,85
14	0,55	30	0,65	46	0,85
15	0,55	31	0,70	47	0,95
16	0,55	32	0,70	48	1,05

1.13. Составление статистического ряда исходной информации

Статистический ряд информации составляют в виде таблицы, состоящей из пяти строк (таблица 1.6). Всю информацию по износам разбиваем на интервалы, количество которых определяется по формуле

$$n = \left\lceil \sqrt{N} \right\rceil,$$

где N – количество информации (количество измеренных деталей).

Число интервалов статистического ряда составит:

$$n = \left\lceil \sqrt{48} \right\rceil = 7.$$

Таблица 1.6 – Статистический ряд информации

Интервал, мм	0...0,15	0,15...0,30	0,30...0,45	0,45...0,60	0,60...0,75	0,75...0,90	0,90...1,05
Середина интервала I_{ci}	0,075	0,225	0,375	0,525	0,675	0,825	0,975
Частота m_i	2	3	6	12	17	6	2
Опытная вероятность P_i	0,04	0,06	0,12	0,24	0,38	0,12	0,04
Накопленная опытная вероятность $\sum_{i=1}^n P_i$	0,04	0,10	0,22	0,46	0,84	0,96	1,00

Длина (протяженность) одного интервала:

$$A = \frac{I_{\max} - I_{\min}}{n},$$

где $I_{\max}$ и $I_{\min}$ – соответственно, наибольшее и наименьшее значения износов (таблица 1.5). Тогда,

$$A = \frac{1,05 - 0,05}{7} = 0,143 \approx 0,15 \text{ мм.}$$

Протяженность интервала всегда округляют в большую сторону. Интервалы должны быть одинаковыми по величине и прилегать друг к другу без разрывов. Начало первого интервала или смещение рассеивания показателя надежности (C) определяется по формуле

$$C = I_1 - 0,5 A \text{ или } C = I_1 - \frac{I_3 - I_1}{2},$$

где I_1 и I_3 – значение износа, соответственно, в первой и третьей точках информации, мм. Принимается из таблицы 1.5 ($I_1 = 0,05$ мм, $I_3 = 0,20$ мм);

$$C = 0,05 - 0,5 \cdot 0,15 = -0,025 \text{ мм.}$$

Принимаем $C = 0$, так как отрицательного износа не может быть, т. е. нет сдвига рассеивания.

Число интервалов и их протяженность используется для построения первой строки статистического ряда (таблица 1.6). Вторая строка этого ряда представляет собой середину каждого интервала. Например, для первого интервала $(0 + 0,15) / 2 = 0,075$. Третья строка показывает частоту, т. е. сколько деталей попадает в каждый интервал износов (таблица 1.5). При этом если на границе двух интервалов окажется несколько деталей с равным износом, то их поровну распределяют между этими интервалами. Например, в первом интервале $(0 \dots 0,15 \text{ мм})$ частота $m_1 = 2$; во втором – $m_2 = 3$; в третьем – $m_3 = 6$ (четыре детали с износом $0,35$ мм и две детали с износом $0,45$ мм, а остальные две детали с износом $0,45$ мм переходят в четвертый интервал). Если окажется, что последнее одно или несколько значений износа (точек информации) выходят за пределы последнего интервала, то необходимо либо добавить еще один интервал, либо увеличить протяженность интервалов (A).

Значение опытных вероятностей (или частот) в каждом интервале (четвертая строка статистического ряда) определяют по формуле

$$P_i = \frac{m_i}{N},$$

где m_i – опытная частота в i -м интервале.

$$P_1 = \frac{2}{48} = 0,04; \quad P_2 = \frac{3}{48} = 0,06; \quad P_3 = \frac{6}{48} = 0,12; \quad P_4 = \frac{12}{48} = 0,24;$$

$$P_5 = \frac{17}{48} = 0,38; \quad P_6 = \frac{6}{48} = 0,12; \quad P_7 = \frac{2}{48} = 0,04.$$

Значения накопленных опытных вероятностей или частот (последняя строка статистического ряда) определяются суммированием вероятностей по интервалам, например:

$$\sum P_1 = 0,04; \quad \sum P_2 = 0,04 + 0,06 = 0,1; \quad \sum P_3 = 0,1 + 0,12 = 0,22 \text{ и т. д.}$$

$$\text{или } \sum P_1 = 0,04; \quad \sum P_2 = (2 + 3) / 50 = 0,1 \text{ и т. д.}$$

Сумма частот по всем интервалам должна быть равна N (т. е. 48), а сумма накопленных опытных вероятностей $\sum P_i = 1,0$.

1.14. Определение числовых характеристик

Основными числовыми характеристиками распределения случайной величины являются: среднее значение, среднее квадратическое отклонение и коэффициент вариации.

Среднее квадратическое отклонение представляет собой абсолютную меру, а коэффициент вариации – относительную меру рассеяния (разброса) случайной величины. При объеме выборки (информации) $N \geq 25$ их определяют следующим образом:

$$\bar{Y} = \sum_i^n I_{ci} \cdot P_i,$$

где I_{ci} – значение износа в середине i -го интервала (середина i -го интервала); P_i – опытная вероятность в i -м интервале.

В нашем примере среднее значение износа:

$$\bar{Y} = 0,075 \cdot 0,04 + 0,225 \cdot 0,06 + 0,375 \cdot 0,12 + 0,525 \cdot 0,24 + 0,675 \cdot 0,38 + 0,825 \cdot 0,12 + 0,975 \cdot 0,04 = 0,60 \text{ мм.}$$

Среднее квадратическое отклонение:

$$\sigma = \sqrt{\sum_i^n (I_{ci} - \bar{Y})^2 \cdot P_i}.$$

В нашем примере:

$$\sigma = \sqrt{(0,075 - 0,60)^2 \cdot 0,04 + (0,225 - 0,60)^2 \cdot 0,06 + (0,375 - 0,60)^2 \cdot 0,12 + (0,525 - 0,60)^2 \cdot 0,24 + (0,675 - 0,60)^2 \cdot 0,38 + (0,825 - 0,60)^2 \cdot 0,12 + (0,975 - 0,60)^2 \cdot 0,04} = 0,20 \text{ мм.}$$

Коэффициент вариации:

$$V = \frac{\sigma}{\bar{Y} - C} = \frac{0,20}{0,60 - 0} = 0,33.$$

1.15. Проверка информации на выпадающие точки

Проверим информацию по износам шлицев валов на наличие выпадающих точек по критерию Ирвина λ , опытное значение которого определяется по формуле

$$\lambda_{\text{оп}} = \frac{I_i - I_{i-1}}{\sigma},$$

где I_i и I_{i-1} – смежные точки в сводной ведомости информации (таблица 1.5).

Для наименьшего значения износа $I_3 = 0,20$; $I_2 = I_1 = 0,05$:

$$\lambda_{оп1} = (0,20 - 0,05) / 0,20 = 0,75.$$

Для наибольшего значения износа $I_{48} = 1,05$; $I_{47} = 0,95$:

$$\lambda_{оп2} = (1,05 - 0,95) / 0,20 = 0,50.$$

Полученные значения $\lambda_{оп}$ сравнивают с табличными значениями критерия Ирвина. Если $\lambda_{оп} < \lambda_{т}$, то информация достоверна, если $\lambda_{оп} > \lambda_{т}$, то такие точки «выпадают», т. е. должны быть исключены из информации как недостоверные. В этом случае необходимо перестроить статистический ряд с учетом уменьшения количества информации за счет выпавших точек, вновь рассчитав $\bar{Y}$, σ и V .

В нашем случае при $N = 48$ и доверительной вероятности $\beta = 0,95$ табличное значение критерия Ирвина $\lambda_{т} = 1,1$ (приложение 11), что больше $\lambda_{оп}$. Поэтому с вероятностью 0,95 можно утверждать, что все точки информации достоверны.

1.16. Графическое построение опытного распределения износов

Используя данные статистического ряда информации (таблица 1.6), строятся графики, наглядно характеризующие опытное распределение случайной величины (в нашем примере износы детали): гистограмма и полигон (рисунок 1.9), кривая накопленных опытных вероятностей 3 (рисунок 1.10, 3).

При построении опытного распределения случайной величины по оси абсцисс откладывается в произвольно выбранном масштабе значение износа, а по оси ординат – опытная частота m_i или опытная вероятность P_i (рисунок 1.9) или накопленная опытная вероятность $\sum P_i$ (рисунок 1.10).

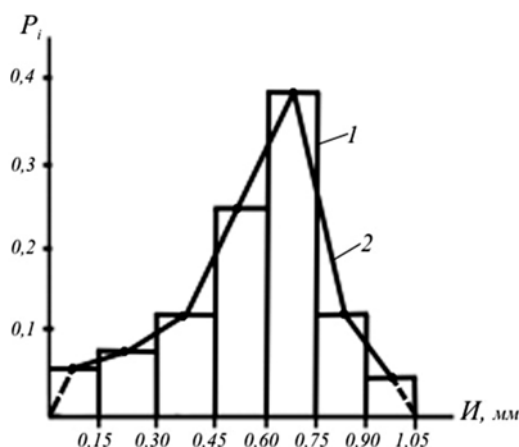


Рисунок 1.9 – Гистограмма 1 и полигон 2 распределения износов шлицев

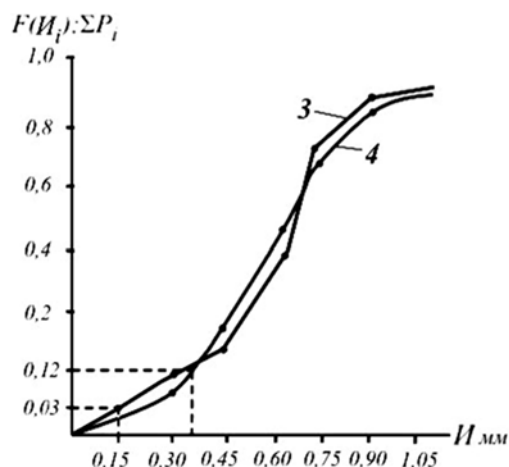


Рисунок 1.10 – Кривая накопленных опытных вероятностей 3 и интегральная функция 4 износов шлицев

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

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

где Y – длина наибольшей ординаты; X – длина абсциссы, соответствующей наибольшему значению износа.

Гистограмма и полигон являются дифференциальными законами, а кривая накопленных опытных вероятностей – интегральным опытным законом распределения значений износа.

Построение гистограммы осуществляется следующим образом 1 (рисунок 1.9). По оси абсцисс откладывают интервалы в соответствии со статистическим рядом, а по оси ординат – опытную частоту m_i или опытную вероятность P_i в начале и конце каждого интервала. Соединив построенные в каждом интервале точки, получаем прямоугольники. В результате получается ступенчатый многоугольник – гистограмма. Площадь каждого прямоугольника в процентах или долях единицы определяет опытную вероятность или количество деталей, у которых износ находится в данном интервале.

Построение полигона 2 (рисунок 1.9) осуществляется по точкам, образованным пересечением абсциссы, равной середине интервала, и ординаты, равной опытной вероятности интервала или частоте m_i , т. е. необходимо соединить прямыми линиями середины верхних (горизонтальных) сторон прямоугольников гистограммы.

Площадь под кривой полигона в заданном интервале равна в процентах или долях единицы количеству деталей, имеющих износ в границах этого интервала. При этом начальная и конечная точки полигона распределения приравниваются первой и последней точкам информации.

Точки кривой накопленных опытных вероятностей образуются пересечением абсциссы, равной концу данного интервала, и ординаты, равной сумме вероятностей предыдущих интервалов 3 (рисунок 1.10).

По кривой накопленных опытных вероятностей можно определить количество деталей, имеющих допустимый износ. Для этого по оси абсцисс откладывают значение допустимого (предельного) износа и восстанавливают из этой точки перпендикуляр до пересечения с кривой накопленных опытных вероятностей. Значение ординаты (в процентах) при этом и будет соответствовать количеству деталей, имеющих допустимый (предельный) износ.

1.17. Выбор теоретического закона распределения для выравнивания опытной информации

Полученные значения износа деталей группы машин (частная совокупность) должны быть перенесены в дальнейшем на генеральную совокупность (детали всех машин, работающих в зоне обслуживания данного ремонтного

предприятия), в результате чего оценивается качество ремонта машин и разрабатываются мероприятия по повышению их долговечности (снижения скорости изнашивания рассматриваемых деталей).

По полученной информации необходимо определить общий теоретический закон распределения износа для генеральной совокупности машин, который выражает общий характер изменения износа и исключает частные отклонения, вызванные разнообразием и непостоянством факторов, влияющих на работу этих машин.

Замена опытного закона распределения износа теоретическим называется в теории вероятностей процессом выравнивания статистической информации. Теоретический закон применим как к полной совокупности, так и к любой частной совокупности деталей.

Предварительный выбор теоретического закона распределения осуществляется по величине коэффициента вариации. Если $V < 0,3$, то распределение подчиняется ЗНР, если $V > 0,5$ – ЗРВ. Если V лежит в интервале от 0,3 до 0,5, то выбирается тот закон, который лучше совпадает с опытной информацией.

В рассматриваемом примере коэффициент вариации $V = 0,33$, поэтому для выравнивания статистической информации подходит как ЗНР, так и ЗРВ.

Для окончательного решения необходимо рассчитать дифференциальную $f(I_{ci})$ и интегральную $F(I_{ki})$ функции распределения износа деталей по ЗНР и ЗРВ, а затем с помощью критерия согласия выбрать теоретический закон распределения и определить его параметры.

Дифференциальную функцию $f(I_{ci})$ для ЗНР в середине i -го интервала статистического ряда определяют по формуле

$$f(I_{ci}) = \frac{A}{\sigma} f_0 \left(\frac{I_{ci} - \bar{I}}{\sigma} \right),$$

где A – протяженность интервала, мм ($A = 0,15$ мм); σ – среднее квадратическое отклонение, мм ($\sigma = 0,20$ мм); f_0 – центрированная нормированная функция, значение которой определяется по приложению 1; I_{ci} – значение износа в середине i -го интервала статистического ряда информации (таблица 1.5); $\bar{I}$ – среднее значение износа, мм ($\bar{I} = 0,60$ мм).

Если значение дифференциальной функции получается отрицательным, то из приложения 1 необходимо брать положительное значение функции ($f_0(-I) = f_0(+I)$).

Расчет ведется для каждого интервала и полученные значения дифференциальных функций $f(I_{ci})$ для ЗНР записываются по форме таблицы 1.7:

$$f_1(0,075) = \frac{0,15}{0,20} f_0 \left(\frac{0,075 - 0,60}{0,20} \right) = 0,75 \cdot f_0(-2,62) = 0,75 \cdot 0,01 = 0,01;$$

$$f_2(0,225) = \frac{0,15}{0,20} f_0 \left(\frac{0,225 - 0,60}{0,20} \right) = 0,75 \cdot f_0(-1,88) = 0,75 \cdot 0,07 = 0,05;$$

$$f_3(0,375) = \frac{0,15}{0,20} f_0\left(\frac{0,375 - 0,60}{0,20}\right) = 0,75 \cdot f_0(-1,13) = 0,75 \cdot 0,22 = 0,16;$$

$$f_4(0,525) = \frac{0,15}{0,20} f_0\left(\frac{0,525 - 0,60}{0,20}\right) = 0,75 \cdot f_0(-0,38) = 0,75 \cdot 0,37 = 0,28;$$

$$f_5(0,675) = \frac{0,15}{0,20} f_0\left(\frac{0,675 - 0,60}{0,20}\right) = 0,75 \cdot f_0(0,40) = 0,75 \cdot 0,36 = 0,27;$$

$$f_6(0,825) = \frac{0,15}{0,20} f_0\left(\frac{0,825 - 0,60}{0,20}\right) = 0,75 \cdot f_0(1,12) = 0,75 \cdot 0,21 = 0,15;$$

$$f_7(0,975) = \frac{0,15}{0,20} f_0\left(\frac{0,975 - 0,60}{0,20}\right) = 0,75 \cdot f_0(1,85) = 0,75 \cdot 0,08 = 0,06.$$

Таблица 1.7 – Выбор теоретического закона распределения износов шлицев

Интервал, мм		0 – 0,15	0,15 – 0,30	0,30 – 0,45	0,45 – 0,60	0,60 – 0,75	0,75 – 0,90	0,90 – 1,05
Середина интервала, I_{ci}		0,075	0,225	0,375	0,525	0,675	0,825	0,975
Конец интервала, I_{ki}		0,15	0,30	0,45	0,60	0,75	0,90	1,05
Накопленная опытная вероятность, ΣP_i		0,04	0,10	0,22	0,46	0,84	0,96	1,00
Закон нормального распределения	$\frac{I_{ci} - \bar{Y}}{\sigma}$	–2,62	–1,88	–1,13	–0,38	0,40	1,12	1,85
	$f(I_{ci})$	0,01	0,05	0,16	0,28	0,27	0,15	0,06
	$\frac{I_{ki} - \bar{Y}}{\sigma}$	–2,25	–1,5	–0,75	0,00	0,75	1,50	2,25
	$F(I_{ki})$	0,01	0,07	0,23	0,50	0,77	0,93	0,99
	$\left \sum_i^n P_i - f(I_{ci}) \right $	0,03	0,05	0,06	0,18	0,57	0,81	0,94
	$\left \sum_i^n P_i - F(I_{ki}) \right $	0,03	0,03	0,01	0,04	0,07	0,03	0,01
Закон распределения Вейбулла	$\frac{I_{ci} - C}{a}$	0,11	0,33	0,55	0,78	1,00	1,23	1,45
	$f(I_{ci})$	0,01	0,07	0,19	0,28	0,27	0,18	0,07
	$\frac{I_{ki} - C}{a}$	0,22	0,45	0,67	0,89	1,12	1,34	1,56
	$F(I_{ki})$	0,01	0,08	0,23	0,51	0,75	0,92	0,98
	$\left \sum_i^n P_i - f(I_{ci}) \right $	0,03	0,03	0,03	0,18	0,57	0,78	0,93
	$\left \sum_i^n P_i - F(I_{ki}) \right $	0,03	0,02	0,01	0,05	0,09	0,04	0,02

Определим значение интегральной функции $F(I_{ki})$ для ЗНР в конце i -го интервала статистического ряда по формуле

$$F(I_{ki}) = F_0\left(\frac{I_{ki} - \bar{I}}{\sigma}\right),$$

где F_0 – центрированная интегральная функция, значение которой определяется по приложению 2; I_{ki} – значение износа в конце i -го интервала статистического ряда.

При этом необходимо помнить, что $F_0(-I) = 1 - F_0(+I)$.

В нашем примере конец первого интервала $I_{k1} = 0,15$. Тогда значение $F(I_{k1})$ в первом интервале:

$$F_1(0,15) = F_0\left(\frac{0,15 - 0,60}{0,20}\right) = F_0(-2,25) = 1 - F_0(2,25) = 1 - 0,99 = 0,01.$$

Из приложения 2 находим, что $F_0(2,25) = 0,99$.

Аналогично определим значение $F(I_{ki})$ и для других интервалов:

$$F_2(0,30) = F_0\left(\frac{0,30 - 0,60}{0,20}\right) = F_0(-1,5) = 1 - F_0(1,5) = 1 - 0,93 = 0,07;$$

$$F_3(0,45) = F_0\left(\frac{0,45 - 0,60}{0,20}\right) = F_0(-0,75) = 1 - F_0(0,75) = 1 - 0,77 = 0,23;$$

$$F_4(0,60) = F_0\left(\frac{0,60 - 0,60}{0,20}\right) = F_0(0) = 0,50;$$

$$F_5(0,75) = F_0\left(\frac{0,75 - 0,60}{0,20}\right) = F_0(0,75) = 0,77;$$

$$F_6(0,90) = F_0\left(\frac{0,90 - 0,60}{0,20}\right) = F_0(1,5) = 0,93;$$

$$F_7(1,05) = F_0\left(\frac{1,05 - 0,60}{0,20}\right) = F_0(2,25) = 0,99.$$

Полученные значения интегральных функций для ЗНР записываются по форме таблицы 1.7.

Дифференциальную функцию $f(I_{ci})$ для ЗРВ в середине i -го интервала статистического ряда определяют по формуле

$$f(I_{ci}) = \frac{A}{a} f_{\tau}\left(\frac{I_{ci} - C}{a}\right),$$

где f_{τ} – табулированное значение дифференциальной функции (принимается по приложению 5 в зависимости от $\frac{I_{ci} - C}{a}$; C – сдвиг начала рассеивания, мм; a – параметр ЗРВ, определяемый по формуле

$$a = \frac{\bar{Y} - C}{K_B},$$

где K_B – коэффициент ЗРВ.

Параметр b и коэффициент K_B определяются по приложению 3 в зависимости от коэффициента вариации V . В нашем примере $\bar{Y} = 0,60$, $C = 0$; $V = 0,33$. Из приложения 5 находим, что при $V = 0,33$, $b = 3,30$, $K_B = 0,90$ и $C_B = 0,30$. Тогда

$$a = \frac{0,60 - 0}{0,90} = 0,67.$$

Расчет $f(I_{ci})$ для ЗРВ ведется также для каждого интервала, и полученные данные заносятся в статистический ряд:

$$f_1(0,075) = \frac{0,15}{0,67} f_T\left(\frac{0,075}{0,67}\right) = 0,22 \cdot f_T(0,11) = 0,22 \cdot 0,04 = 0,01;$$

$$f_2(0,225) = \frac{0,15}{0,67} f_T\left(\frac{0,225}{0,67}\right) = 0,22 \cdot f_T(0,33) = 0,22 \cdot 0,31 = 0,07;$$

$$f_3(0,375) = \frac{0,15}{0,67} f_T\left(\frac{0,375}{0,67}\right) = 0,22 \cdot f_T(0,55) = 0,22 \cdot 0,86 = 0,19;$$

$$f_4(0,525) = \frac{0,15}{0,67} f_T\left(\frac{0,525}{0,67}\right) = 0,22 \cdot f_T(0,78) = 0,22 \cdot 1,27 = 0,28;$$

$$f_5(0,675) = \frac{0,15}{0,67} f_T\left(\frac{0,675}{0,67}\right) = 0,22 \cdot f_T(1,00) = 0,22 \cdot 1,22 = 0,27;$$

$$f_6(0,825) = \frac{0,15}{0,67} f_T\left(\frac{0,825}{0,67}\right) = 0,22 \cdot f_T(1,23) = 0,22 \cdot 0,81 = 0,18;$$

$$f_7(0,975) = \frac{0,15}{0,67} f_T\left(\frac{0,975}{0,67}\right) = 0,22 \cdot f_T(1,45) = 0,22 \cdot 0,32 = 0,07.$$

Значение интегральной функции $F(I_{ki})$ для ЗРВ в конце i -го интервала определяется по формуле

$$F(I_{ki}) = F_T\left(\frac{I_{ki} - C}{a}\right),$$

где F_T – табулированное значение интегральной функции. Принимается по приложению 6 в зависимости от $\frac{I_{ki} - C}{a}$ и b .

Надо иметь в виду, что если b и $\frac{I_{ki} - C}{a}$ не точно совпадают с данными приложения 6, то $F(I_{ki})$ следует определять интерполированием.

Интегральная функция в первом интервале:

$$F_1(0,15) = F_T\left(\frac{0,15-0}{0,67}\right) = F_T(0,22) = 0,01.$$

Аналогично определяют $F(I_{ki})$ для остальных интервалов. Полученные значения записывают в таблицу 1.7:

$$F_2(0,30) = F_T\left(\frac{0,30-0}{0,67}\right) = F_T(0,45) = 0,08; \quad F_3(0,45) = F_T\left(\frac{0,45-0}{0,67}\right) = F_T(0,67) = 0,23;$$

$$F_4(0,60) = F_T\left(\frac{0,60-0}{0,67}\right) = F_T(0,89) = 0,51; \quad F_5(0,75) = F_T\left(\frac{0,75-0}{0,67}\right) = F_T(1,12) = 0,75;$$

$$F_6(0,90) = F_T\left(\frac{0,90-0}{0,67}\right) = F_T(1,34) = 0,92; \quad F_7(1,05) = F_T\left(\frac{1,05-0}{0,67}\right) = F_T(1,56) = 0,98.$$

1.18. Оценка совпадения опытного и теоретического законов распределения износостойкости по критерию согласия

Окончательный выбор теоретического закона распределения износостойкости выполняется с помощью критериев согласия.

По величине критерия согласия можно определить вероятность совпадения опытных и теоретических законов и на этом основании принять или отбросить выбранный теоретический закон распределения или обоснованно выбрать один теоретический закон из двух или нескольких. В этом случае наиболее приемлемым окажется тот закон распределения, совпадение которого с опытным распределением характеризуется наименьшим значением расхождения. При этом следует помнить, что критической вероятностью совпадения принято считать $P = 0,1$. Если $P < 0,1$, то выбранный для выравнивания опытной информации теоретический закон распределения следует считать недействительным. Применительно к показателям надежности сельскохозяйственной техники чаще всего используются критерии Колмогорова (λ) и Пирсона (χ^2).

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 критерием Колмогорова:

$$\lambda_k = D_{\max} \sqrt{N},$$

где $D_{\max}$ — максимальная абсолютная разность между накопленной опытной вероятностью и теоретической интегральной функцией распределения, т. е.

$$D_{\max} = \max \left| \sum_i^n P_i - F(I_{ki}) \right|.$$

Разницу между опытным и теоретическим значениями функций определяют для каждого интервала статистического ряда и заносят в таблицу 1.7, из которой видно, что для ЗНР $D_{\max} = 0,07$, для ЗРВ $D_{\max} = 0,09$. Тогда расчетное значение критерия согласия будет равно:

$$\text{для ЗНР} - \lambda_k = 0,07\sqrt{48} = 0,49;$$

$$\text{для ЗРВ} - \lambda_k = 0,09\sqrt{48} = 0,63.$$

Из приложения 11 находим вероятность совпадения теоретических законов с опытным распределением:

$$\text{для ЗНР} - P(\lambda_k) = 0,967 \text{ (с учетом интерполяции);}$$

$$\text{для ЗРВ} - P(\lambda_k) = 0,818 \text{ (с учетом интерполяции).}$$

Таким образом, по результатам вычислений предварительно можно предположить, что более приемлемым считается закон нормального распределения, у которого значение критерия Колмогорова меньше ($\lambda_k = 0,49$), а вероятность совпадения, соответственно, больше ($P(\lambda_k) = 0,967$).

Критерий Пирсона дает более точную вероятность совпадения опытного и теоретического законов распределения. Поэтому в рассматриваемом примере окончательный выбор теоретического закона распределения износос осуществляется с помощью критерия согласия Пирсона χ^2 , определяемого по формуле

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{n_y} \frac{(m_i - m_{ti})^2}{m_{ti}},$$

где n_y – число интервалов укрупненного статистического ряда; m_i – опытная частота в i -м интервале статистического ряда; m_{ti} – теоретическая частота в i -м интервале,

$$m_{ti} = N[F(I_{ki}) - F(I_{ni})],$$

здесь N – количество точек информации; $F(I_{ki})$ и $F(I_{ni})$ – интегральные функции соответственно в конце и в начале i -го интервала статистического ряда.

Для определения χ^2 строят укрупненный статистический ряд с соблюдением следующих условий: $n_y > 4$, $m_i \geq 5$. Анализируя статистический ряд исходной информации (таблица 1.6), можно заметить, что $m_1 = 2$, $m_2 = 3$ и $m_7 = 2$ меньше пяти. Следовательно, первый и второй, а также шестой и седьмой интервалы статистического ряда необходимо объединить. В остальных интервалах статистического ряда опытные частоты больше пяти, поэтому эти интервалы оставляем без изменения (таблица 1.8).

Таблица 1.8 – Укрупненный статистический ряд информации

Интервал, мм	до 0,30	0,30...0,45	0,45...0,60	0,60...0,75	свыше 0,75
Опытная частота m_i	5	6	12	19	8
Теоретическая частота m_{Ti} при ЗНР	3,5	8,0	13,5	13,5	11,0
Теоретическая частота m_{Ti} при ЗРВ	4,0	7,5	14,0	12,0	11,5

Теоретические частоты m_{mi} при законе нормального распределения определяют следующим образом:

$$m_{T1} = 48 [F(0,30) - F(0)] = 48 \cdot (0,07 - 0) = 48 \cdot 0,07 = 3,5;$$

$$m_{T2} = 48 [F(0,45) - F(0,30)] = 48 \cdot (0,23 - 0,07) = 48 \cdot 0,16 = 8,0;$$

$$m_{T3} = 48 [F(0,60) - F(0,45)] = 48 \cdot (0,50 - 0,23) = 48 \cdot 0,27 = 13,5;$$

$$m_{T4} = 48 [F(0,75) - F(0,60)] = 48 \cdot (0,77 - 0,50) = 48 \cdot 0,27 = 13,5;$$

$$m_{T5} = 48 [F(1,05) - F(0,75)] = 48 \cdot (0,99 - 0,77) = 48 \cdot 0,22 = 11,0.$$

При законе распределения Вейбулла:

$$m_{T1} = 48 [F(0,30) - F(0)] = 48 \cdot (0,08 - 0) = 48 \cdot 0,08 = 4,0;$$

$$m_{T2} = 48 [F(0,45) - F(0,30)] = 48 \cdot (0,23 - 0,08) = 48 \cdot 0,16 = 7,5;$$

$$m_{T3} = 48 [F(0,60) - F(0,45)] = 48 \cdot (0,51 - 0,23) = 48 \cdot 0,28 = 14,0;$$

$$m_{T4} = 48 [F(0,75) - F(0,60)] = 48 \cdot (0,75 - 0,51) = 48 \cdot 0,24 = 12,0;$$

$$m_{T5} = 48 [F(1,05) - F(0,75)] = 48 \cdot (0,98 - 0,75) = 48 \cdot 0,23 = 11,5.$$

Определим значения критерия согласия Пирсона χ^2 для ЗНР и ЗРВ:

$$\chi^2_{ЗРВ} = \frac{(5-4,0)^2}{4,0} + \frac{(6-7,5)^2}{7,5} + \frac{(12-14,0)^2}{14,0} + \frac{(19-12,0)^2}{12,0} + \frac{(8-11,5)^2}{11,5} = 5,98.$$

В соответствии с полученными значениями χ^2 по приложению 11 определяем вероятность совпадения опытных и теоретических распределений. Для входа в таблицу рассчитаем номер строки:

$$N = 5 - 3 = 2.$$

Следовательно, значения критериев χ^2 находим во второй строке таблицы, а вероятность совпадения P – в заглавной строке. Вероятность совпадения ЗНР составляет около 12 %, а ЗРВ – менее 10 %.

1.19. Определение доверительных границ рассеивания одиночного и среднего значений износа шлицев

В результате измерения износов 48 деталей и их обработки определили, что среднее значение $\bar{Y} = 0,60$ мм. Если же выполнить ту же работу для той же детали, но работавшей в других условиях (например, в другой

зоне), то окажется, что среднее значение износа будет отличаться от полученного. Хотя эти изменения носят в основном случайный характер, они проходят в определенных границах или в определенном интервале.

Доверительные границы рассеивания одиночного показателя надежности при ЗНР определяют по уравнениям:

$$И_{\beta}^H = \bar{Y} - \tau_{\beta} \cdot \sigma; \quad И_{\beta}^B = \bar{Y} + \tau_{\beta} \cdot \sigma,$$

где $И_{\beta}^H$, $И_{\beta}^B$ – соответственно, нижняя и верхняя доверительные границы рассеивания одиночного значения износа при доверительной вероятности β ; $\bar{Y}$ – среднее значение показателя надежности; τ_{β} – коэффициент Стьюдента, который определяется в зависимости от N и выбранной доверительной вероятности β .

Определим доверительные границы рассеивания одиночного показателя надежности. Задавшись доверительной вероятностью $\beta = 0,95$ при $N = 48$, по приложению 12 находим значение коэффициента Стьюдента $\tau_{\beta} = 2,01$.

Тогда нижняя и верхняя доверительные границы одиночного значения износа шлицев вала составят:

$$И_{\beta}^H = 0,60 - 2,01 \cdot 0,20 = 0,20 \text{ мм}; \quad И_{\beta}^B = 0,60 + 2,01 \cdot 0,20 = 1,00 \text{ мм}.$$

Для ЗНР доверительные границы рассеивания среднего значения износа определяют по формулам:

$$\bar{Y}_{\beta}^H = \bar{Y} - \tau_{\beta} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{N}}; \quad \bar{Y}_{\beta}^B = \bar{Y} + \tau_{\beta} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{N}},$$

где $\bar{Y}_{\beta}^H$, $\bar{Y}_{\beta}^B$ – соответственно, нижняя и верхняя доверительные границы рассеивания среднего значения износа при доверительной вероятности β .

Тогда нижняя и верхняя доверительные границы среднего значения износа:

$$\bar{Y}_{\beta}^H = 0,60 - 2,01 \frac{0,20}{\sqrt{48}} = 0,54 \text{ мм}, \quad \bar{Y}_{\beta}^B = 0,60 + 2,01 \frac{0,20}{\sqrt{48}} = 0,66 \text{ мм}.$$

Таким образом, с вероятностью 0,95 можно утверждать, что одиночное значение износа шлицев вала будет находиться в интервале от 0,20 до 1,00 мм, а среднее значение – в интервале от 0,54 до 0,66 мм.

Определение относительной ошибки расчета

Относительная предельная ошибка расчета характеристик износа:

$$\delta_{\beta} = \frac{\bar{Y}_{\beta}^B - \bar{Y}}{\bar{Y}} \cdot 100 = \frac{(0,66 - 0,60)}{0,60} \cdot 100 \% = 10 \%.$$

Точность расчетов вполне достаточна, так как по ГОСТ $\delta_B \leq 20 \%$.

Пример графического оформления результатов представлен на рисунке 1.11.

1.20. Определение количества деталей, годных без ремонта и подлежащих восстановлению

Для определения количества годных деталей рассчитывают допустимые без ремонта износы детали в соединении ее с деталями, бывшими в эксплуатации, и новыми по формулам:

- для валов $I_{ДБ} = d_{\min} - d_{ДБ}$; $I_{ДН} = d_{\min} - d_{ДН}$;
- для отверстий $I_{ДБ} = D_{ДБ} - D_{\max}$; $I_{ДН} = D_{ДН} - D_{\max}$,

где $d_{\min}$, $D_{\max}$ – соответственно, наименьший и наибольший предельные размеры вала и отверстия; $d_{ДБ}$, $d_{ДН}$ – допустимые без ремонта размеры вала в соединении, соответственно, с деталями, бывшими в эксплуатации, и с новыми; $D_{ДБ}$, $D_{ДН}$ – допустимые без ремонта размеры отверстий в соединении, соответственно, с деталями, бывшими в эксплуатации, и с новыми.

В исходных данных к примеру указано (таблица 1.4), что в соответствии с техническими требованиями на капитальный ремонт шасси трактора допустимый размер шлицев при соединении с деталями, бывшими в эксплуатации, составляет 6,80 мм, а с новыми – 6,61 мм. Тогда в нашем примере при $d_{\min} = 6,96$ мм получим:

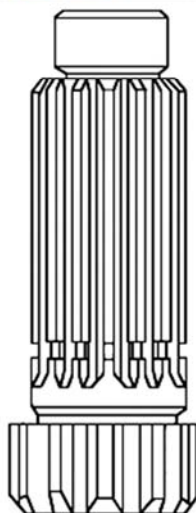
$$I_{ДБ} = 6,96 - 6,80 = 0,16 \text{ мм};$$

$$I_{ДН} = 6,96 - 6,61 = 0,35 \text{ мм}.$$

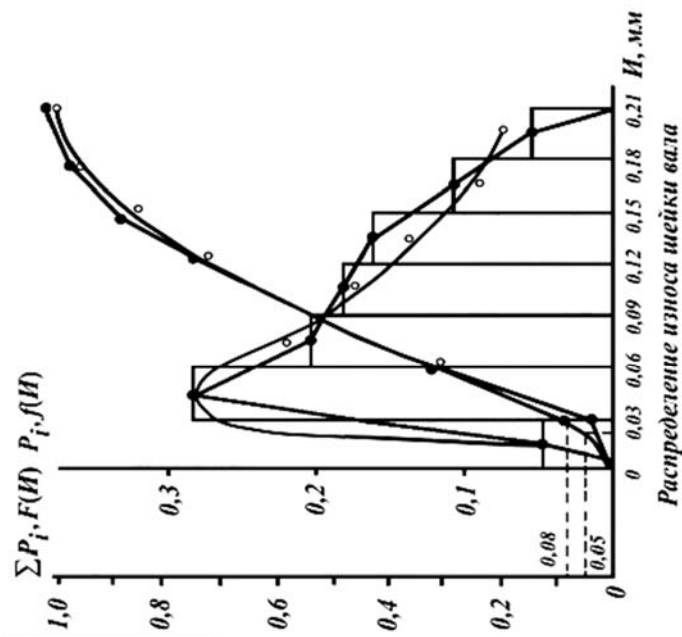
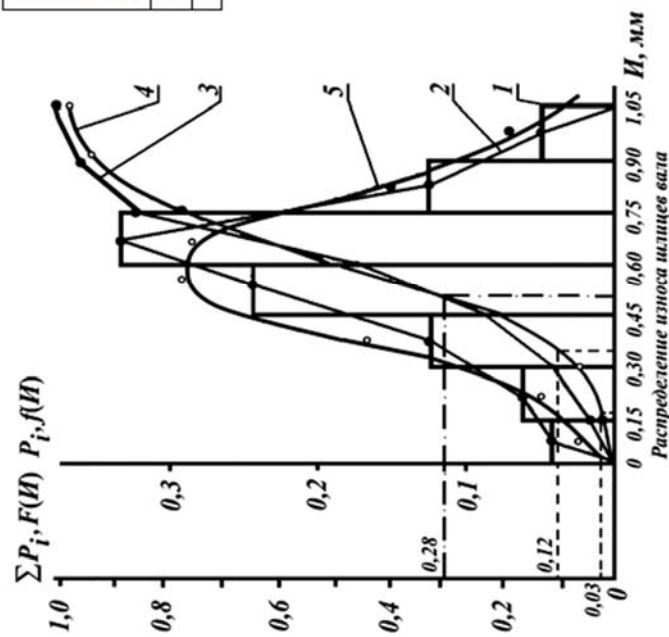
Значения допустимых износов откладывают по оси абсцисс (рисунки 1.10 и 1.11) и из этих точек восстанавливают перпендикуляры до пересечения с теоретической интегральной кривой распределения износов. Из точек пересечения проводят горизонтальные линии до оси ординат и отсчитывают в процентах количество годных деталей и деталей, требующих восстановления.

В нашем примере общее количество деталей, годных без ремонта, равно 12 %, из них 3 % можно соединять как с новыми, так и с бывшими эксплуатации деталями, а 9 % – только с новыми деталями. У 88 % деталей шлицы необходимо восстанавливать. Таким образом, коэффициент годности первичного вала по шлицам равен 0,12, а коэффициент восстановления – 0,88.

Интервал, мм	0,00...0,15	0,15...0,30	0,30...0,45	0,45...0,60	0,60...0,75	0,75...0,90	0,90...1,05
Частота m_i	2	3	6	12	17	6	2
Опытная вероятность P_i	0,04	0,06	0,12	0,24	0,38	0,12	0,04
Накопл. опытн. вероятность ΣP_i	0,04	0,10	0,22	0,46	0,84	0,96	1,00
ЗНР	$f(I_{cl})$	0,01	0,05	0,16	0,28	0,27	0,15
	$F(I_{cl})$	0,01	0,07	0,23	0,50	0,77	0,93
ЗРВ	$f(I_{cl})$	0,01	0,07	0,19	0,28	0,27	0,18
	$F(I_{cl})$	0,01	0,08	0,23	0,51	0,75	0,92



Интервал, мм	0,00...0,03	0,03...0,06	0,06...0,09	0,09...0,12	0,12...0,15	0,15...0,18	0,18...0,21
Частота m_i	2	14	10	9	8	5	2
Опытная вероятность P_i	0,04	0,28	0,20	0,18	0,16	0,10	0,04
Накопл. опытн. вероятность ΣP_i	0,04	0,32	0,52	0,70	0,86	0,96	1,00
ЗНР	$f(I_{cl})$	0,05	0,24	0,22	0,20	0,16	0,08
	$F(I_{cl})$	0,06	0,30	0,52	0,72	0,88	0,96
ЗРВ	$f(I_{cl})$	0,06	0,28	0,22	0,16	0,12	0,08
	$F(I_{cl})$	0,06	0,34	0,56	0,72	0,84	0,92



№ позиции	Контролируемые дефекты	чертеж	Размеры, мм	
			допускаемые в сопряжении с деталями	фактически в эксплуатации
1	Износ шлицев	$7,00^{+0,08}_{-0,10}$	6,80	6,61
6	Износ шейки	40 - 0,08	39,99	39,97

ТЗР	ЗНР
$\bar{H}$	0,60 мм
σ	0,20 мм
C	0,00 мм
V	0,33
H_{β}^K	0,20 мм
H_{β}^B	1,00 мм
$\bar{H}_{\beta}^K$	0,54 мм
$\bar{H}_{\beta}^B$	0,66 мм
δ_{β}	12 %

ТЗР	ЗРВ
$\bar{H}$	0,08 мм
a	0,09 мм
b	2,0
C	0,04 мм
V	0,50
H_{β}^K	0,02 мм
H_{β}^B	0,15 мм
$\bar{H}_{\beta}^K$	0,07 мм
$\bar{H}_{\beta}^B$	0,09 мм
δ_{β}	8 %

Рисунок 1.11 – Пример графического оформления результатов расчетов:

1 – гистограмма; 2 – полигон распределения; 3 – дифференциальная функция распределения; 4 – кривая накопленных опытных вероятностей; 5 – интегральная функция распределения

ЧАСТЬ 2. ГРАФИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ОБРАБОТКИ ИНФОРМАЦИИ ПО ПОКАЗАТЕЛЯМ НАДЕЖНОСТИ

Недостатком аналитических методов обработки информации является значительная трудоемкость расчетных работ. К достоинствам графических методов обработки информации относится возможность обработки всех видов информации: полной, усеченной и многократно усеченной.

Кривая накопленных опытных вероятностей или интегральная кривая теоретического закона распределения носит естественно криволинейный характер. По внешнему виду этой кривой трудно определить, какому закону подчиняется рассеивание показателя надежности, и невозможно определить параметры этого закона. Кроме того, в случае усеченной информации и известного закона распределения на такой график удастся нанести только лишь начальные точки информации.

Функциональную сетку графика составляют так, чтобы нанесенная на него интегральная функция распределения была представлена прямой линией (интегральная прямая).

Для выпрямления интегральной кривой используют два метода. *При первом методе (ЗНР)* значения функции по оси ординат, например, 0,01; 0,05; 0,10; 0,20 и т. д. наносят не на равных расстояниях одно относительно другого, а пропорционально указанным квантилям.

При втором методе (ЗРВ) для выпрямления кривой функции распределения применяют логарифмическую ось координат.

2.1. Методика обработки усеченной информации графическим методом при законе нормального распределения

Выпрямление кривой функции распределения отказности при ЗНР выполняют первым методом.

Составляем сводную таблицу (таблица 2.1) ресурсов $T_{др}$ отказавших двигателей в порядке возрастания.

Выбираем из сводной таблицы (таблица 2.1) информации 6 равномерно расположенных точек: 5, 10, 15, 20, 25 и 30. Не рекомендуется за расчетные точки принимать первые и последние точки информации, так как они могут быть выпадающими. Обычно за первую расчетную точку принимают точку, накопленная опытная вероятность которой $\sum_1^i P_i = 0,10...0,15$; за последнюю — $\sum_1^i P_i = 0,85...0,95$.

Таблица 2.1 – Таблица ресурсов отказавших двигателей

№ двигателя	Доремонтный ресурс, мото-ч	№ двигателя	Доремонтный ресурс, мото-ч	№ двигателя	Доремонтный ресурс, мото-ч
1	1100	12	1730	23	2400
2	1130	13	1870	24	2450
3	1180	14	1900	25	2480
4	1250	15	1940	26	2500
5	1430	16	1950	27	2690
6	1470	17	1970	28	2820
7	1490	18	2020	29	2900
8	1490	19	2030	30	2910
9	1500	20	2200	31	3020
10	1600	21	2320	32	3200
11	1700	22	2320	33	3280

Определяем координаты выбранных точек x_i для выбранных 6 двигателей по уравнению:

$$x_i = M_x \cdot T_{дри}, \quad (2.1)$$

где M_x – масштаб оси абсцисс; t_i – значение i -го показателя надежности.

Тогда, приняв масштаб $M_x = 0,05$ мм/мото-ч, координаты точек по оси абсцисс:

$$\begin{aligned} x_5 &= 0,05 \cdot 1430 = 71,5 \text{ мм}; & x_{10} &= 0,05 \cdot 1600 = 80 \text{ мм}; \\ x_{15} &= 0,05 \cdot 1940 = 97 \text{ мм}; & x_{20} &= 0,05 \cdot 2200 = 110 \text{ мм}; \\ x_{25} &= 0,05 \cdot 2480 = 124 \text{ мм}; & x_{30} &= 0,05 \cdot 2910 = 145,5 \text{ мм}. \end{aligned}$$

Определяем накопленные опытные вероятности:

$$\sum_1^i P_i = \frac{N_i^0}{N+1}, \quad (2.2)$$

где N_i^0 – порядковый номер i -й точки в таблице исходной информации; N – общее число точек в информации;

$$\begin{aligned} \sum_1^5 P_5 &= 5/33 = 0,15; & \sum_1^{10} P_{10} &= 10/33 = 0,30; & \sum_1^{15} P_{15} &= 15/33 = 0,45; \\ \sum_1^{20} P_{20} &= 20/33 = 0,61; & \sum_1^{25} P_{25} &= 25/33 = 0,76; & \sum_1^{30} P_{30} &= 30/33 = 0,91. \end{aligned}$$

Координату y_i точки по оси ординат, мм, находим так:

$$y_i = 50 \left[2,33 \pm H_k \left(\sum_1^i P_i \right) \right], \quad (2.3)$$

где 50 – масштаб построения оси ординат, мм/квантиль; $\sum_1^i P_i$ – накопленная опытная вероятность i -го отказавшего объекта.

При $\sum_1^i P_i < 0,5 H_k \left(\sum_1^i P_i \right)$ принимают с минусом, а при $\sum_1^i P_i > 0,5 H_k \left(\sum_1^i P_i \right)$ – с плюсом. Квантиль $H_k \left(\sum_1^i P_i \right)$ определяют по приложению 8.

Находим координаты выбранных точек y_i по уравнению или по приложению 9:

$$\begin{aligned} y_5 &= 50 \cdot [2,33 \pm H_k(0,15)] = 50 \cdot (2,33 - 1,036) = 64,7 \text{ мм}; \\ y_{10} &= 50 \cdot [2,33 \pm H_k(0,30)] = 50 \cdot (2,33 - 0,524) = 90,3 \text{ мм}; \\ y_{15} &= 50 \cdot [2,33 \pm H_k(0,45)] = 50 \cdot (2,33 - 0,126) = 110,2 \text{ мм}; \\ y_{20} &= 50 \cdot [2,33 \pm H_k(0,61)] = 50 \cdot (2,33 + 0,279) = 130,4 \text{ мм}; \\ y_{25} &= 50 \cdot [2,33 \pm H_k(0,76)] = 50 \cdot (2,33 + 0,706) = 151,8 \text{ мм}; \\ y_{30} &= 50 \cdot [2,33 \pm H_k(0,91)] = 50 \cdot (2,33 + 1,341) = 183,5 \text{ мм}. \end{aligned}$$

Составляем сводную таблицу (таблица 2.2) координат опытных точек по ресурсам отказавших двигателей при ЗНР.

Таблица 2.2 – Координаты опытных точек при ЗНР

Порядковый номер отказавшего двигателя, N_i^0	$T_{др}$, мото-ч	x_i , мм	$\sum_1^i P_i$	y_i , мм
5	1430	71,5	0,15	64,7
10	1600	80	0,30	90,3
15	1940	97	0,45	110,2
20	2200	110	0,61	130,4
25	2480	124	0,76	151,8
30	2910	145,5	0,91	183,5

Наносим опытные точки на график с прямоугольными координатами и проводим по ним интегральную прямую (рисунок 2.1). Через опытные точки проводят прямую линию с таким расчетом, чтобы с каждой ее стороны располагалось одинаковое число точек, а их расстояния до прямой были примерно одинаковыми.

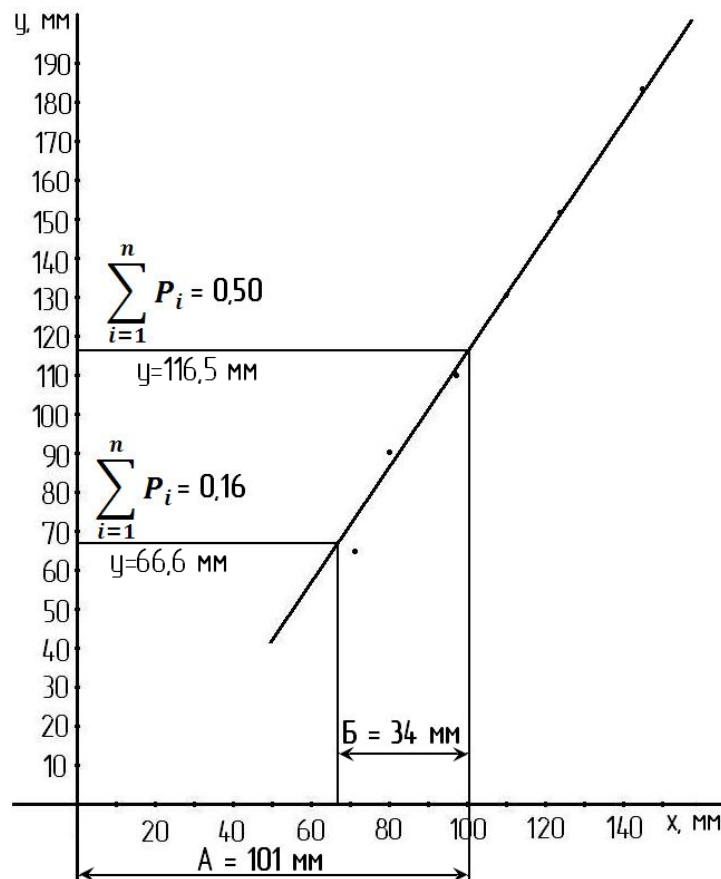


Рисунок 2.1 – Графическая часть обработки усеченной информации по ЗНР

Через точку на оси ординат $\sum_{i=1}^n P_i = 0,5$ (находится на расстоянии 116,5 мм от начала координат) проводят горизонтальную линию до пересечения с интегральной прямой. Из точки пересечения на ось абсцисс опускают перпендикуляр. Отрезок A на оси абсцисс соответствует в заданном масштабе среднему значению показателя надежности:

$$\bar{T}_{др} = \frac{A}{M_x}. \quad (2.4)$$

Среднее квадратическое отклонение σ определяют графическим методом на основании уравнения:

$$\sigma = (\bar{t} - t_i) / H_k(F_i). \quad (2.5)$$

При $H_k(F_i) = 1,0$ $\sigma = (\bar{t} - t_i)$. Из таблицы 15 приложения находим $H_k(F_i) \approx 1,0$ при $F_i = 0,16$ или $F_i = 0,84$. Следовательно, значение σ равно длине отрезка B (разность абсциссы A и абсциссы точки пересечения горизонтали $\sum_{i=1}^n P_i = 0,16$, проведенной на расстоянии 66,6 мм от начала координат). Среднее квадратическое отклонение:

$$\sigma = \frac{Б}{M_x}. \quad (2.6)$$

Рассчитываем средний доремонтный ресурс и среднее квадратическое отклонение:

$$\bar{T}_{др} = 101/0,05 = 2020 \text{ мото-ч};$$

$$\sigma = 34/0,05 = 680 \text{ мото-ч}.$$

2.2. Методика обработки информации графическим методом при законе распределения Вейбулла

Интегральную кривую отказности закона распределения Вейбулла выпрямляют в интегральную прямую посредством логарифмических осей координат.

Составляем сводную таблицу (таблица 2.3) ресурсов $T_{др}$ отказавших двигателей в порядке возрастания.

Таблица 2.3 – Таблица ресурсов отказавших двигателей

№ двигателя	Доремонтный ресурс, мото-ч	№ двигателя	Доремонтный ресурс, мото-ч	№ двигателя	Доремонтный ресурс, мото-ч
1	1100	12	1730	23	2400
2	1130	13	1870	24	2450
3	1180	14	1900	25	2480
4	1250	15	1940	26	2500
5	1430	16	1950	27	2690
6	1470	17	1970	28	2820
7	1490	18	2020	29	2900
8	1490	19	2030	30	2910
9	1500	20	2200	31	3020
10	1600	21	2320	32	3200
11	1700	22	2320	33	3280

Выбираем из сводной таблицы (таблица 2.3) информации 6 равномерно расположенных точек: 5, 10, 15, 20, 25 и 30.

Находим смещение рассеивания ресурса:

$$C = T_{др1} - \frac{T_{др3} - T_{др1}}{2}; \quad (2.7)$$

$$C = 1100 - (1180 - 1100)/2 = 1060 \text{ мото-ч}.$$

Определяем координаты выбранных точек x_i . За единицу измерения ресурса принимаем 1000 мото-ч. Тогда по формуле

$$x_i = M_x \lg(t_i - C), \quad (2.8)$$

где M_x – масштаб построения оси абсцисс; t_i – значение показателя надежности; C – смещение начала рассеивания показателя надежности.

$$x_5 = 100 \lg(1,43 - 1,06) = 100 \lg 0,37 = -43,2 \text{ мм};$$

$$x_{10} = 100 \lg(1,60 - 1,06) = 100 \lg 0,54 = -26,8 \text{ мм};$$

$$x_{15} = 100 \lg(1,94 - 1,06) = 100 \lg 0,88 = -5,6 \text{ мм};$$

$$x_{20} = 100 \lg(2,20 - 1,06) = 100 \lg 1,14 = 5,7 \text{ мм};$$

$$x_{25} = 100 \lg(2,48 - 1,06) = 100 \lg 1,42 = 15,2 \text{ мм};$$

$$x_{30} = 100 \lg(2,91 - 1,06) = 100 \lg 1,85 = 26,7 \text{ мм}.$$

Рассчитываем накопленные опытные вероятности:

$$\sum_1^i P_i = \frac{N_i^0}{N+1}; \quad (2.9)$$

$$\sum_1^5 P_5 = 5/33 = 0,15; \quad \sum_1^{10} P_{10} = 10/33 = 0,30; \quad \sum_1^{15} P_{15} = 15/33 = 0,45;$$

$$\sum_1^{20} P_{20} = 20/33 = 0,61; \quad \sum_1^{25} P_{25} = 25/33 = 0,76; \quad \sum_1^{30} P_{30} = 30/33 = 0,91.$$

Находим координаты выбранных точек y_i :

$$y_i = M_y \left[2,37 + \lg \lg \frac{1}{1 - \sum_1^i p_i} \right], \quad (2.10)$$

где M_y – масштаб построения оси ординат; $\sum_1^i P_i$ – накопленная опытная вероятность.

Уравнение (2.10) получено двойным логарифмированием интегральной функции отказности закона распределения Вейбулла $F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t}{a}\right)^b}$:

$$y_5 = 50 \left[2,37 + \lg \lg \frac{1}{1 - 0,15} \right] = 50(2,37 + \lg \lg 1,176) = 50(2,37 - 1,15) = 61 \text{ мм};$$

$$y_{10} = 50 \left[2,37 + \lg \lg \frac{1}{1 - 0,30} \right] = 50(2,37 + \lg \lg 1,429) = 50(2,37 - 0,81) = 78 \text{ мм};$$

$$y_{15} = 50 \left[2,37 + \lg \lg \frac{1}{1 - 0,45} \right] = 50(2,37 + \lg \lg 1,818) = 50(2,37 - 0,59) = 89 \text{ мм};$$

$$y_{20} = 50 \left[2,37 + \lg \lg \frac{1}{1 - 0,61} \right] = 50(2,37 + \lg \lg 2,564) = 50(2,37 - 0,39) = 99 \text{ мм};$$

$$y_{25} = 50 \left[2,37 + \lg \lg \frac{1}{1-0,76} \right] = 50(2,37 + \lg \lg 4,167) = 50(2,37 - 0,21) = 108,1 \text{ мм};$$

$$y_{30} = 50 \left[2,37 + \lg \lg \frac{1}{1-0,91} \right] = 50(2,37 + \lg \lg 11,111) = 50(2,37 + 0,02) = 119,5 \text{ мм}.$$

Координату y_i можно определить также по приложению 10.

Составляем сводную таблицу (таблица 2.4) координат опытных точек по ресурсам отказавших двигателей при ЗРВ.

Таблица 2.4 – Таблица координат опытных точек при ЗРВ

Порядковый номер отказавшего двигателя, N_i^0	$T_{др}$, мото-ч	x_i , мм	$\sum_1^i P_i$	y_i , мм
5	1430	-43,2	0,15	61
10	1600	-26,8	0,30	78
15	1940	-5,6	0,45	89
20	2200	5,7	0,61	99
25	2480	15,2	0,76	108,1
30	2910	26,7	0,91	119,5

Наносим опытные точки на график с прямоугольными координатами и проводим по ним интегральную прямую (рисунок 2.2). Через опытные точки проводят прямую линию с таким расчетом, чтобы с каждой ее стороны располагалось одинаковое число точек, а их расстояния до прямой были примерно одинаковыми. Через точку оси ординат, соответствующую $\sum_1^i P_i = 0,63$ (находится на расстоянии 100,3 мм от начала координат), проводят горизонталь до пересечения с интегральной прямой. Точку пересечения проектируют на ось абсцисс. Отрезок x_a соответствует параметру a закона распределения Вейбулла.

Горизонталь проводят через $\sum_1^i P_i = 0,63$, потому что $F(t)$, или $\sum_1^i P_i = 0,63$ при $(t_i - C) / a = 1$. Отсюда можно заключить, что при этом условии $t_i - C = a$.

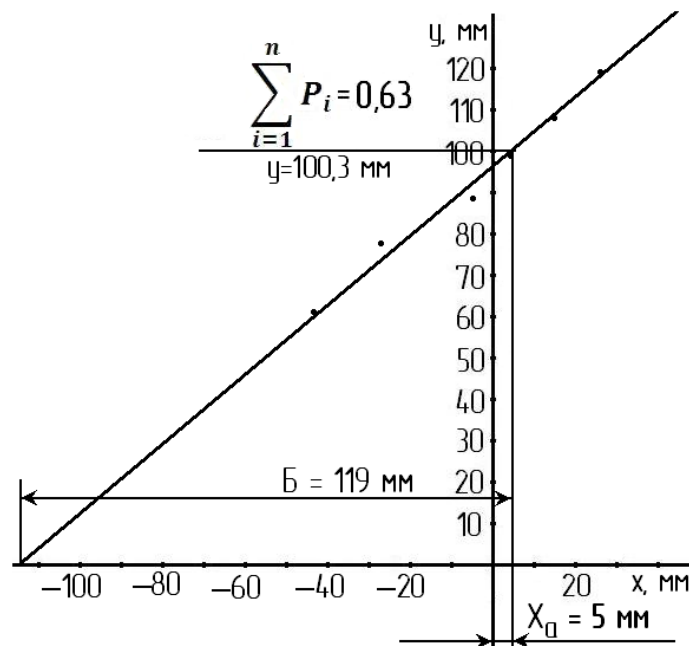


Рисунок 2.2 – Графическая часть обработки усеченной информации по ЗРВ

По длине отрезка $x_a = 5$ мм определяем параметр a :

$$a = \text{анти} \lg \frac{x_a}{100}; \quad (2.11)$$

$$a = \text{анти} \lg 0,05 = 1122 \text{ мото-ч.}$$

Далее интегральную прямую продляют до пересечения с осью абсцисс и получают отрезок $B = 119$ мм, по длине которого вычисляют параметр b :

$$\text{tg} \alpha = b = \frac{100,3 \cdot 2}{B} = \frac{200}{B}. \quad (2.12)$$

Катет 100,3 мм умножаем на 2 для приведения катетов треугольника к одному масштабу:

$$b = 200/119 = 1,68 \approx 1,7.$$

По значению b и приложению 3 находим коэффициенты $K_b = 0,89$; $C_b = 0,54$.

Находим значения $\bar{T}_{\text{др}}$ и σ :

$$\bar{T}_{\text{др}} = aK_b + C; \quad (2.13)$$

$$\sigma = aC_b; \quad (2.14)$$

$$\bar{T}_{\text{др}} = 1122 \cdot 0,89 + 1060 = 2059 \text{ мото-ч.}$$

$$\sigma = 1122 \cdot 0,54 = 713 \text{ мото-ч.}$$

Часть 3. МЕТОДИКА ОБРАБОТКИ МНОГОКРАТНО УСЕЧЕННОЙ ИНФОРМАЦИИ

Особенность данной методики можно показать на простом примере. Предположим, что испытывали пять машин. Четыре машины отказали при наработках 1000, 2000, 2500 и 3000 ч, а одна машина выбыла с испытаний при наработке 1500 ч в работоспособном состоянии (приостановленная машина). Как в этом случае рассчитать средний ресурс машины?

Наиболее просто средний ресурс можно определить как среднеарифметическую величину без учета и с учетом наработки приостановленной машины:

$$\bar{T} = (1000 + 2000 + 2500 + 3000) : 4 = 2125 \text{ ч};$$

$$\bar{T} = (1000 + 1500 + 2000 + 2500 + 3000) : 5 = 2000 \text{ ч}.$$

Однако оба эти расчета неправомерны, так как в первом случае не принимают в расчет приостановленную машину, а во втором случае ее зачисляют в разряд отказавших, хотя это не соответствует действительности.

Более точно средний ресурс можно рассчитать с учетом вероятности отказа приостановленной машины, если предположить, что она продолжала бы работать после наработки в момент выбытия с испытаний.

Изображают пять испытываемых машин в виде прямоугольников (рисунки 2.3). Если бы приостановленная машина продолжала работать, то она с равной вероятностью могла бы отказаться во 2, 3, 4 или 5-м интервале, кроме 1-го. Вероятность отказа в каждом из этих интервалов:

$$P_i = \frac{1}{n-1} = \frac{1}{5-1} = 0,25,$$

где n – число интервалов наработки.

Вместо номеров фактически отказавших машин N_o введем понятие порядковых номеров отказавших машин N_i^o , которые учитывают не только фактически отказавшие машины, но и вероятность отказа приостановленных машин, если бы они имели возможность продолжать работать. Тогда отказавшие машины будут иметь следующие порядковые номера: 1 – 1,00; 2 – 2,25; 3 – 3,50; 4 – 4,75.

Номер машины	1	2	3	4	5
Наработка, ч	1000	1500	2000	2500	3000
Номер интервала наработки j	1	2	3	4	5
Номер отказавшей N_o -й или приостановленной $N_{пр}$ -й машины	N_o1	$N_{пр1}$	N_o2	N_o3	N_o4
Вероятность отказа приостановленной машины в j -м интервале наработки P_i	–	0,25	0,25	0,25	0,25
Порядковый номер отказавшей машины N_i^o	1,00	–	2,25	3,50	4,75

Рисунок 2.3 – Схема расчета порядковых номеров отказавших машин

На основании подобных рассуждений получено аналитическое уравнение для расчета порядковых номеров отказавших машин:

$$N_i^o = N_{i-1}^o + \frac{N+1-N_{(i-1)}^o}{N+1-N_o-N_{пр}}, \quad (3.1)$$

где N_i^o и $N_{(i-1)}^o$ – порядковый номер i -й и предыдущей отказавшей машины; N – общее число испытываемых машин; N_o и $N_{пр}$ – число отказавших и приостановленных машин до отказа i -й машины.

Применительно к рассмотренному ранее примеру с пятью испытываемыми машинами порядковые номера отказавших машин, согласно уравнению (3.1), следующие:

$$N_1^o = 0 + \frac{5+1-0}{5+1-0-0} = 1,0; \quad N_2^o = 1,0 + \frac{5+1-1}{5+1-1-1} = 2,25;$$

$$N_3^o = 2,25 + \frac{5+1-2,25}{5+1-2-1} = 3,5; \quad N_4^o = 3,5 + \frac{5+1-3,5}{5+1-3-1} = 4,75.$$

Так, с помощью формулы (3.1) получают те же порядковые номера отказавших машин, как и при логическом рассуждении.

Дальнейшую обработку многократно усеченной информации проводят графическим методом с использованием закона нормального распределения или закона Вейбулла.

3.1. Порядок расчета

Составляем сводную таблицу (таблица 3.1) ресурсов $T_{др}$ отказавших двигателей в порядке возрастания.

Таблица 3.1 – Таблица исходных данных по доремонтным ресурсам тракторов

Номер двигателя	Номер отказавшего или приостановленного двигателя	$T_{др}$, мото-ч
1	N_{o1}	1130
2	N_{o2}	1250
3	N_{o3}	1490
4	$N_{пр1}$	1500
5	N_{o4}	1600
6	N_{o5}	1700
7	N_{o6}	1870
8	$N_{пр2}$	1950
9	$N_{пр3}$	2030
10	N_{o7}	2200
11	N_{o8}	2320
12	$N_{пр4}$	2480
13	$N_{пр5}$	2690
14	N_{o9}	2820
15	N_{o10}	2910

Определяем порядковые номера отказавших машин по уравнению (3.1):

$$\begin{aligned}
 N_1^0 &= 0 + \frac{15+1-0}{15+1-0-0} = 1,00; \quad N_2^0 = 1,00 + \frac{15+1-1,00}{15+1-1-0} = 2,00; \\
 N_3^0 &= 2,00 + \frac{15+1-2,00}{15+1-2-0} = 3,00; \quad N_4^0 = 3,00 + \frac{15+1-3,00}{15+1-3-1} = 4,17; \\
 N_5^0 &= 4,17 + \frac{15+1-4,17}{15+1-4-1} = 4,48; \quad N_6^0 = 4,48 + \frac{15+1-4,48}{15+1-5-1} = 5,63; \\
 N_7^0 &= 5,63 + \frac{15+1-5,63}{15+1-6-3} = 7,11; \quad N_8^0 = 7,11 + \frac{15+1-7,11}{15+1-7-3} = 8,59; \\
 N_9^0 &= 8,59 + \frac{15+1-8,59}{15+1-8-5} = 11,06; \quad N_{10}^0 = 11,06 + \frac{15+1-11,06}{15+1-9-5} = 13,53.
 \end{aligned}$$

Рассчитываем накопленные опытные вероятности:

$$\begin{aligned}
 \sum_{i=1}^1 P_1 &= \frac{1,00}{15+1} = 0,06; \quad \sum_{i=1}^2 P_2 = \frac{2,00}{15+1} = 0,13; \quad \sum_{i=1}^3 P_3 = \frac{3,00}{15+1} = 0,19; \\
 \sum_{i=1}^4 P_4 &= \frac{4,17}{15+1} = 0,26; \quad \sum_{i=1}^5 P_5 = \frac{4,48}{15+1} = 0,28; \quad \sum_{i=1}^6 P_6 = \frac{5,63}{15+1} = 0,35; \\
 \sum_{i=1}^7 P_7 &= \frac{7,11}{15+1} = 0,44; \quad \sum_{i=1}^8 P_8 = \frac{8,59}{15+1} = 0,54; \quad \sum_{i=1}^9 P_9 = \frac{11,06}{15+1} = 0,69; \\
 \sum_{i=1}^{10} P_{10} &= \frac{13,53}{15+1} = 0,85.
 \end{aligned}$$

Определяем координаты опытных точек.

Координаты опытных точек для ЗНР:

$$x_1 = 0,05 \cdot 1130 = 56,5 \text{ мм}; \quad x_2 = 0,05 \cdot 1250 = 62,5 \text{ мм};$$

$$x_3 = 0,05 \cdot 1490 = 74,5 \text{ мм}; \quad x_4 = 0,05 \cdot 1600 = 80 \text{ мм};$$

$$x_5 = 0,05 \cdot 1700 = 85 \text{ мм}; \quad x_6 = 0,05 \cdot 1870 = 93,5 \text{ мм};$$

$$x_7 = 0,05 \cdot 2200 = 110 \text{ мм}; \quad x_8 = 0,05 \cdot 2320 = 116 \text{ мм};$$

$$x_9 = 0,05 \cdot 2820 = 141 \text{ мм}; \quad x_{10} = 0,05 \cdot 2910 = 145,5 \text{ мм}.$$

Для нахождения y_i используем приложения 9.

$$y_1 = 38,5 \text{ мм}; \quad y_2 = 60,0 \text{ мм}; \quad y_3 = 72,4 \text{ мм}; \quad y_4 = 84,1 \text{ мм}; \quad y_5 = 87,1 \text{ мм};$$

$$y_6 = 97,0 \text{ мм}; \quad y_7 = 108,7 \text{ мм}; \quad y_8 = 121,3 \text{ мм}; \quad y_9 = 141,1 \text{ мм}; \quad y_{10} = 168,1 \text{ мм}.$$

Координаты опытных точек для ЗРВ. Для нахождения y_1 используем приложения 10:

$$C = 1130 - \frac{1490 - 1130}{2} = 950 \text{ мото-ч}.$$

За единицу измерения ресурса принимаем 1000 мото-ч. Тогда:

$$\begin{aligned}
 x_1 &= 100 \lg(1,13 - 0,95) = 100 \lg 0,18 = -74,5 \text{ мм}; & y_1 &= 40,0 \text{ мм}; \\
 x_2 &= 100 \lg(1,25 - 0,95) = 100 \lg 0,30 = -52,3 \text{ мм}; & y_2 &= 57,6 \text{ мм}; \\
 x_3 &= 100 \lg(1,49 - 0,95) = 100 \lg 0,54 = -26,8 \text{ мм}; & y_3 &= 66,6 \text{ мм}; \\
 x_4 &= 100 \lg(1,60 - 0,95) = 100 \lg 0,65 = -18,7 \text{ мм}; & y_4 &= 74,3 \text{ мм}; \\
 x_5 &= 100 \lg(1,70 - 0,95) = 100 \lg 0,75 = -12,5 \text{ мм}; & y_5 &= 76,2 \text{ мм}; \\
 x_6 &= 100 \lg(1,87 - 0,95) = 100 \lg 0,92 = -3,6 \text{ мм}; & y_6 &= 82,1 \text{ мм}; \\
 x_7 &= 100 \lg(2,20 - 0,95) = 100 \lg 1,25 = 9,7 \text{ мм}; & y_7 &= 88,6 \text{ мм}; \\
 x_8 &= 100 \lg(2,32 - 0,95) = 100 \lg 1,37 = 13,7 \text{ мм}; & y_8 &= 94,9 \text{ мм}; \\
 x_9 &= 100 \lg(2,82 - 0,95) = 100 \lg 1,87 = 27,2 \text{ мм}; & y_9 &= 103,8 \text{ мм}; \\
 x_{10} &= 100 \lg(2,91 - 0,95) = 100 \lg 1,96 = 29,2 \text{ мм}; & y_{10} &= 114,3 \text{ мм}.
 \end{aligned}$$

Проведенные расчеты по всем двигателям сводим в таблицу 3.2.

Таблица 3.2 – Координаты опытных точек по доремонтным ресурсам тракторов при ЗНР и ЗРВ

Порядковый номер отказавшего трактора N_i^0	Доремонтный ресурс, мото-ч	$\sum_1^i P_i$	ЗНР		ЗРВ	
			x_i , мм	y_i , мм	x_i , мм	y_i , мм
1,00	1130	0,06	56,5	38,5	-74,5	40,0
2,00	1250	0,13	62,5	60,0	-52,3	57,6
3,00	1490	0,19	74,5	72,4	-26,8	66,6
4,17	1600	0,265	80,0	84,1	-18,7	74,3
4,48	1700	0,28	85,0	87,1	-12,5	76,2
5,63	1870	0,35	93,5	97,0	-3,6	82,1
7,11	2200	0,44	110,0	108,7	9,7	88,6
8,59	2320	0,54	116,0	121,3	13,7	94,9
11,06	2820	0,69	141,0	141,1	27,2	103,8
13,53	2910	0,85	145,5	168,1	29,2	114,3

3.2. Графическая часть обработки многократно усеченной информации

Наносим опытные точки на график (рисунок 3.2) с прямоугольными координатами и проводим по ним интегральные прямые ЗНР и ЗРВ.

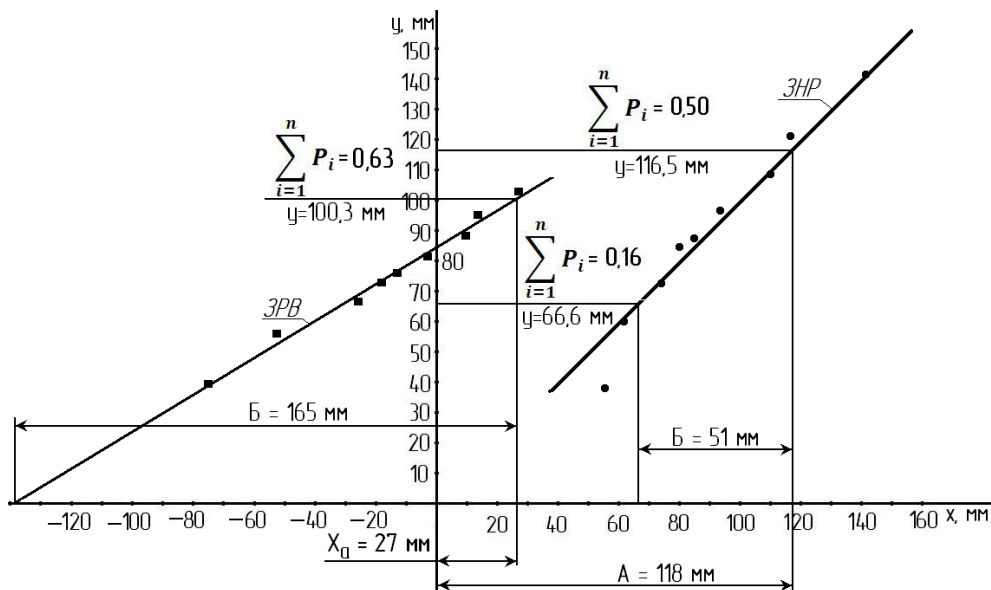


Рисунок 3.2 – Графическая часть обработки многократно усеченной информации

Определяем параметры ЗРВ

По длине отрезка $x_a = 27$ мм определяем параметр a :

$$a = \text{анти } \lg 0,27 = 1862 \text{ мото-ч.}$$

По длине отрезка $B = 165$ мм находим параметр b :

$$b = 200/165 = 1,20.$$

По значению b и приложению 3 находим коэффициенты K_b и C_b :

$$K_b = 0,94; C_b = 0,79.$$

Рассчитываем средний доремонтный ресурс и среднее квадратическое отклонение при ЗРВ:

$$\bar{t} = 1862 \cdot 0,94 + 950 = 2700 \text{ мото-ч.}$$

$$\sigma = 1862 \cdot 0,79 = 1471 \text{ мото-ч.}$$

Рассчитываем средний доремонтный ресурс и среднее квадратическое отклонение при ЗНР:

$$\bar{t} = \frac{A}{0,05} = \frac{118}{0,05} = 2360 \text{ мото-ч.}$$

$$\sigma = \frac{B}{0,05} = \frac{51}{0,05} = 1020 \text{ мото-ч.}$$

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Александровская Л. Н., Афанасьев А. П., Лисов А. А.** Современные методы обеспечения безотказности сложных технических систем. М. : Логос, 2003. 208 с.
2. **Анилович В. Я., Гринченко А. С., Литвиненко В. Л.** Надежность машин в задачах и примерах. Харьков : Око, 2001. 320 с.
3. **Бараш А. Л., Зорин В. А., Федоров В. К.** Основы надежности машин: Учебное пособие для вузов. Балашиха : ВТУ при Спецстрое России, 2004. 134 с.
4. **Бочаров В. С., Волков Д. П.** Основы качества и надежности строительных машин. М. : Машиностроение-1, 2003. 254 с.
5. ГОСТ 27.002–89. Надежность в технике. Основные понятия. Термины и определения. М. : Изд-во стандартов, 1990. 12 с.
6. ГОСТ 27.003–90. Надежность в технике. Состав и общие правила задания требований по надежности. М. : Изд-во стандартов, 1991. 27 с.
7. Надежность механических систем и конструкций при случайных воздействиях / А. С. Гусев, А. Л. Карунин, Н. А. Крамской, С. А. Стародубцева. М. : МГТУ «НАМИ», 2000. 284 с.
8. **Животкевич И. Н., Смирнов А. П.** Надежность технических изделий. М. : Олита, 2003. 472 с. EDN: QMDUTT.
9. **Зорин В. А., Бочаров В. С.** Надежность машин: Учебник для вузов. Орел : ОрелГТУ, 2003. 549 с.
10. **Зорин В. А.** Основы работоспособности технических систем: Учебник для вузов. М. : ООО «Магистр-Пресс», 2005. 536 с.
11. **Кравченко И. Н., Федоров В. К., Пучин Е. А.** Оценка надежности машин и обоснование мероприятий по ее повышению в процессе эксплуатации: Учебное пособие к курсовому проектированию. М. : ООО «УМЦ «Триада», 2006. 76 с.
12. Оценка надежности машин и обоснование мероприятий по ее повышению в процессе эксплуатации. учебное пособие / И. Н. Кравченко, А. В. Чепурин, А. М. Карев, В. Ю. Гладков, С. Л. Кушнарев, С. А. Сычев. М. : ООО «УМЦ «Триада», 2012. 105 с.
13. Методы испытаний на трение и износ / Л. И. Куксенова, В. Г. Лаптева, А. Г. Колчаков, Л. М. Рыбакова. М. : Интернет Инжиниринг, 2001. 152 с.
14. Организация технического сервиса машинно-тракторного парка на предприятиях агропромышленного комплекса: Учебник для вузов / Л. И. Кушнарев, Е. Л. Чепурина, А. В. Чепурин, С. Л. Кушнарев / Под ред. Л. И. Кушнарева. М. : ФГНУ «Росинформагротех», 2015. 248 с. EDN: VNKPPP.
15. Основы инженерно-технического обеспечения агропредприятий: Учебник для вузов / Л. И. Кушнарев, Е. Л. Чепурина, А. В. Чепурин, С. Л. Кушнарев / Под ред. Л. И. Кушнарева. М. : ФГНУ «Росинформагротех», 2015. 224 с. EDN: VNKQRR.

16. Организация эффективного использования машинно-тракторного парка: Учебник для вузов / Л. И. Кушнарев, Е. Л. Чепурина, А. В. Чепурин, С. Л. Кушнарев / Под ред. Л. И. Кушнарева. М. : ФГНУ «Росинформагротех», 2015. 272 с. EDN: VNKTKB.

17. Качество и надежность отечественной техники – основа ее конкурентоспособности / Л. И. Кушнарев, Е. Л. Чепурина, С. Л. Кушнарев, А. В. Чепурин // Тракторы и сельхозмашины. № 11. 2015. С. 35–37. EDN: VBFLZV.

18. **Максименко А. Н.** Эксплуатация строительных и дорожных машин: Учебник для вузов. Мн. : УП «Технопринт», 2004. 404 с.

19. Надежность и ремонт машин: Учебник для вузов / В. В. Курчаткин, Н. Ф. Тельнов, К. А. Ачкасов, А. Н. Батищев [и др.] / Под ред. В. В. Курчаткина. М. : Колос, 2000. 776 с.

20. Надежность машин. Т.IV-3 / В. В. Ключев, В. В. Болотин, Ф. Р. Соснин [и др.] / Под общ. ред. В. В. Ключева. М. : Машиностроение, 2003. 592 с.

21. Надежность технических систем: Учебник для вузов / О. Н. Дидманидзе, А. В. Чепурин, А. М. Карев, С. Л. Кушнарев. М. : ООО «УМЦ «Триада», 2016. 232 с.

22. **Парлюк Е. П., Кушнарева Д. Л.** Совершенствование организации технического сервиса машин и оборудования // Сельский механизатор. 2023. № 3. С. 38–40. EDN: HNSWGG.

23. **Проников А. С.** Параметрическая надежность машин. М. : Изд-во МГТУ им. Н. Э. Баумана, 2002. 560 с. EDN: TIRYZL.

24. Надежность технических систем: Учебник для вузов / Е. А. Пучин, О. И. Дидманидзе, П. П. Лезин, Е. А. Лисунов, И. Н. Кравченко. М. : Изд-во «УМЦ «Триада», 2005. 353 с. EDN: QMERHZ.

25. Рекомендации по организации технического обслуживания и ремонта строительных машин. МДС 12-8.2000 / Госстрой России. М. : ГУП ЦПП, 2000. 76 с.

26. Рекомендации по разработке и внедрению систем управления качеством эксплуатации строительных машин. МДС 12-12.2002 / Госстрой России. М. : ГУП ЦПП, 2002. 22 с.

27. Ремонт дорожных машин, автомобилей и тракторов: Учебник / Б. С. Васильев, Б. П. Долгополов, Г. Н. Доценко [и др.] / Под ред. В. А. Зорина. 3-е изд. М. : Академия, 2005. 512 с. EDN: OWTGID.

28. Российская энциклопедия самоходной техники. Т. 2. Основы эксплуатации и ремонта самоходных машин и механизмов: Справочное и учебное пособие для специалистов отрасли «Самоходные машины и механизмы» / Под ред. В.А. Зорина. М. : Изд-во РБОО «Просвещение», 2001. 360 с.

29. Технология ремонта машин: Учебник для вузов / Е. А. Пучин, О. Н. Дидманидзе, И. Н. Кравченко [и др.] / Под ред. Е. А. Пучина. М. : Изд-во УМЦ «Триада», 2006. Ч. I. 348 с.

30. Технология ремонта машин: Учебник для вузов / Е. А. Пучин, О. Н. Дидманидзе, И. Н. Кравченко [и др.] / Под ред. Е. А. Пучина. М. : Изд-во «УМЦ «Триада», 2006. Ч. II. 284 с.

31. Трение, износ и смазка (Трибология и триботехника) / А. В. Чичинадзе, Э. М. Браун [и др.] / Под общ. ред. А. В. Чичинадзе. М. : Машиностроение, 2003. 576 с.

32. **Труханов В. М.** Надежность технических систем типа подвижных установок на этапе проектирования и испытаний опытных образцов. М. : Машиностроение, 2003. 320 с. EDN: QMMRAN.

33. Надежность технических систем: Учебник для вузов / А. В. Чепурин, В. М. Корнеев, С. Л. Кушнарев, Е. Л. Чепурина, И. Н. Кравченко, А. М. Орлов. М. : Изд-во РГАУ–МСХА, 2017. 293 с.

34. **Чепурин А. В.** Курсовое проектирование по надежности технических систем: Учебное пособие по курсовому проектированию. М. : Изд-во РГАУ–МСХА, 2021. 78 с. EDN: HNDZLO.

35. Основы теории надежности. Учебник для вузов / А. В. Чепурин, О. П. Андреев, Е. Л. Чепурина, Д. А. Рыбалкин, Д. Л. Кушнарева. М. : Типография ПМГ, 2023, 232 с. EDN: RQNEFD.

36. **Чепурин А. В., Чепурина Е. Л., Кушнарева Д. Л.** Организация фирменного сервиса отечественной сельскохозяйственной техники // Сельский механизатор. 2023. № 4. С. 40–43. EDN: MOKTDB.

37. **Чепурина Е. Л., Чепурин А. В., Кушнарева Д. Л.** Оценка технического сервиса машин и оборудования животноводства с участием фирм-производителей // Сельский механизатор. 2023. № 12. С. 33–35. EDN: LGUDHO.

38. **Чепурина Е. Л., Чепурин А. В., Кушнарева Д. Л.** Технический сервис машин и оборудования животноводства: состояние и перспективы его организации // Агроинженерия. 2024. № 6 (26). С. 49–55. EDN: FQBTUB.

39. **Чепурина Е. Л., Кушнарев С. Л., Чепурин А. В.** Проблемы технологической модернизации системы технического сервиса машин и оборудования АПК // Инженерное обеспечение инновационных технологий в АПК: материалы Международной научно-практической конференции 15–17 октября 2015 года. Мичуринск : Издательство «2Д Мичуринск». С. 297–305.

40. Эксплуатация и техническое обслуживание дорожных машин, автомобилей и тракторов: Учебник / С. Ф. Головин, В. М. Коншин, А. В. Рубайлов [и др.] / Под ред. Е. С. Локшина. 2-е изд. М. : Академия, 2004. 464 с.

41. Эксплуатация подъемно-транспортных, строительных и дорожных машин: Учебник для вузов / В. А. Зорин, И. Н. Кравченко, Е. А. Пучин [и др.] / Под ред. В. А. Зорина. М. : ООО «УМЦ «Триада», 2006. Ч. I. 472 с.

42. Эксплуатация подъемно-транспортных, строительных и дорожных машин Учебник для вузов / В. А. Зорин, И. Н. Кравченко, Е. А. Пучин [и др.] / Под ред. В. А. Зорина. М. : ООО «УМЦ «Триада», 2006. Ч. II. 344 с.

ПРИЛОЖЕНИЯ

Приложение 1

Дифференциальная функция
(функция плотности вероятности) закона
нормального распределения

$$f_0 \left(\frac{t_{ci} - \bar{t}}{\sigma} \right)$$

f_0	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	0,40	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	0,39	0,39
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	0,05	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
2,8	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
3,0	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

**Интегральная функция (функция распределения)
закона нормального распределения**

$$F_0\left(\frac{t_{ki} - \bar{t}}{\sigma}\right)$$

F_0	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	0,95
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	0,97	0,97	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	0,98	0,98	0,98
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	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Приложение 3

Параметры и коэффициенты закона распределения Вейбулла (ЗРВ)

$$a = \frac{\bar{t} - C}{K_b}$$

$$a = \frac{\sigma}{C_b}$$

$$\bar{t} = aK_b + C$$

V	b	K_b	C_b	V	b	K_b	C_b	V	b	K_b	C_b
1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
1,26	0,80	1,13	1,43	0,55	1,90	0,89	0,49	0,36	3,00	0,89	0,33
1,11	0,90	1,07	1,20	0,52	2,00	0,89	0,46	0,35	3,10	0,89	0,32
1,00	1,00	1,00	1,00	0,50	2,10	0,89	0,44	0,34	3,20	0,90	0,31
0,91	1,10	0,97	0,88	0,48	2,20	0,89	0,43	0,33	3,30	0,90	0,30
0,84	1,20	0,94	0,79	0,46	2,30	0,89	0,41	0,33	3,40	0,90	0,29
0,78	1,30	0,92	0,72	0,44	2,40	0,89	0,39	0,32	3,50	0,90	0,29
0,72	1,40	0,91	0,66	0,43	2,50	0,89	0,38	0,31	3,60	0,90	0,28
0,68	1,50	0,90	0,61	0,41	2,60	0,89	0,37	0,30	3,70	0,90	0,27
0,64	1,60	0,90	0,57	0,40	2,70	0,89	0,35	0,29	3,80	0,90	0,27
0,61	1,70	0,89	0,54	0,39	2,80	0,89	0,34	0,29	3,90	0,91	0,26
0,58	1,80	0,89	0,51	0,38	2,90	0,89	0,34	0,28	4,00	0,91	0,25

Приложение 4

Коэффициент Ирвина λ_T

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

**Дифференциальная функция (функция плотности
вероятности) закона распределения Вейбулла**

$$f_0\left(\frac{t_{ci}-C}{a}\right)$$

$\frac{b}{f_0}$	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	1,15
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	0,08	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	—

**Интегральная функция (функция распределения)
закона Вейбулла**

$$F_0\left(\frac{t_{ki} - C}{a}\right)$$

$\frac{b}{F_0}$	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	0,13	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	0,42	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	0,94	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
2,7	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 Приложения 6

$$F_0\left(\frac{t_{ki}-C}{a}\right)$$

$\frac{b}{F_0}$	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	0,95	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
2,0	0,98	0,99	0,99	0,95	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 Приложения 6

$$F_0\left(\frac{t_{ki}-C}{a}\right)$$

$\frac{b}{F_0}$	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	0,00	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

Приложение 7

Квантили закона распределения Вейбулла – H_K^B

b $F(t); \Sigma P_i$	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	1,12
0,75	1,45	1,40	1,36	1,33	1,33	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 Приложения 7

b $F(t); \Sigma P_i$	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	0,44	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

Приложение 8

Квантили закона нормального распределения N_k

$F(t); \Sigma P_i$	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,1	1,282	1,227	1,175	1,126	1,080	1,036	0,994	0,954	0,915	0,878
0,2	0,842	0,806	0,772	0,739	0,706	0,675	0,643	0,613	0,583	0,553
0,3	0,524	0,496	0,468	0,440	0,412	0,385	0,358	0,332	0,305	0,279
0,4	0,253	0,227	0,202	0,176	0,151	0,126	0,100	0,075	0,050	0,025
0,5	0,000	0,025	0,050	0,075	0,100	0,126	0,151	0,176	0,202	0,227
0,6	0,253	0,279	0,305	0,332	0,358	0,385	0,412	0,440	0,468	0,496
0,7	0,524	0,553	0,583	0,613	0,643	0,675	0,706	0,739	0,772	0,806
0,8	0,842	0,878	0,915	0,954	0,994	1,036	1,080	1,126	1,175	1,227
0,9	1,282	1,341	1,405	1,476	1,555	1,645	1,751	1,881	2,054	2,326

Приложение 9

Ордината «Y» в мм при ЗНР

ΣP_{oni}	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0			13,6	22,3	28,8	34,0	38,5	42,5	46,0	49,3
0,1	52,2	55,0	57,5	60,0	62,3	64,5	66,6	68,6	70,5	72,4
0,2	74,2	76,0	77,7	79,3	81,0	82,5	84,1	85,6	87,1	88,6
0,3	90,1	91,5	92,9	94,3	95,7	97,0	98,4	99,7	101,0	102,3
0,4	103,6	104,9	106,2	107,5	108,7	110,0	110,3	112,5	113,8	115,0
0,5	116,5	117,6	118,8	120,1	121,3	122,6	123,9	125,1	126,4	127,7
0,6	129,0	130,3	131,6	132,9	134,2	135,6	136,9	138,3	139,7	141,1
0,7	142,5	144,0	145,5	147,0	148,5	150,1	151,6	153,3	154,9	156,6
0,8	158,4	160,2	162,1	164,0	166,0	168,1	170,3	172,6	175,1	177,6
0,9	180,4	183,3	186,6	190,1	194,1	198,6	203,8	210,3	219,0	—

Приложение 10

Ордината «Y» в мм при ЗРВ

ΣP_{oni}	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0		0,5	15,7	24,6	30,9	35,9	40,0	43,4	46,4	49,1
0,1	51,5	53,7	55,7	57,6	59,3	60,9	62,5	63,9	65,3	66,6
0,2	67,8	69,0	70,2	71,3	72,3	73,3	74,3	75,3	76,2	77,1
0,3	78,0	78,9	79,7	80,5	81,3	82,1	82,9	83,6	84,4	85,1
0,4	85,8	86,5	87,2	87,9	88,6	89,2	89,9	90,5	91,2	91,8
0,5	92,4	93,1	93,7	94,3	94,9	95,5	96,1	96,7	97,3	97,9
0,6	98,5	99,1	99,7	100,3	100,8	101,4	102,0	102,6	103,2	103,8
0,7	104,4	105,0	105,6	106,2	106,9	107,5	108,1	108,7	109,4	110,1
0,8	110,7	111,4	112,1	112,8	113,5	114,3	115,1	115,9	116,7	117,6
0,9	118,5	119,5	120,5	121,6	122,9	124,2	125,8	127,6	130,0	133,6

Приложение 11

Вероятность совпадения P % по критерию согласия χ^2

$P, \% \backslash N_2$	95	90	80	70	50	30	20	10
1	0,00	0,02	0,05	0,15	0,45	1,07	1,64	2,71
2	0,10	0,21	0,45	0,71	1,39	2,41	3,22	4,60
3	0,35	0,58	1,00	1,42	2,37	3,66	4,64	6,25
4	0,71	1,06	1,65	2,20	3,36	4,88	5,99	7,78
5	1,14	1,61	2,34	3,00	4,35	6,06	7,29	9,24
6	1,64	2,20	3,07	3,83	5,35	7,23	8,56	10,6
7	2,17	2,83	3,82	4,67	6,34	8,38	9,80	12,0
8	2,73	3,49	4,59	5,53	7,34	9,52	11,0	13,4
9	3,32	4,17	5,38	6,39	8,34	10,7	12,2	14,7
10	3,94	4,86	6,18	7,27	9,34	11,8	13,4	16,0

**Коэффициенты τ_β , r_1 и r_3
для двусторонних доверительных границ**

N	$\beta = 0,60$			$\beta = 0,80$			$\beta = 0,90$			$\beta = 0,95$		
	τ_β	r_1	r_3	τ_β	r_1	r_3	τ_β	r_1	r_3	τ_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	2,20	0,60	2,35	2,93	0,52	0,32	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	0,78	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	1,15	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	0,88	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

Количество машин или их элементов (повторность информации) при односторонней доверительной вероятности

N	ЗНР δ/v			ЗРВ $(\delta + 1)^b$		
	$\beta_0 = 0,80$	$\beta_0 = 0,90$	$\beta_0 = 0,95$	$\beta_0 = 0,80$	$\beta_0 = 0,90$	$\beta_0 = 0,95$
4	0,49	0,82	1,17	1,74	2,29	2,93
6	0,38	0,60	0,82	1,54	1,90	2,29
8	0,32	0,50	0,67	1,43	1,72	2,01
10	0,28	0,44	0,58	1,37	1,61	1,82
12	0,26	0,39	0,52	1,33	1,53	1,73
14	0,23	0,36	0,47	1,29	1,48	1,65
16	0,22	0,33	0,44	1,27	1,43	1,59
18	0,20	0,31	0,41	1,25	1,40	1,55
20	0,19	0,30	0,39	1,23	1,37	1,51
22	0,18	0,28	0,37	1,22	1,35	1,48
24	0,17	0,27	0,35	1,21	1,33	1,45
26	0,17	0,26	0,33	1,20	1,32	1,43
28	0,16	0,25	0,32	1,19	1,32	1,41
30	0,16	0,24	0,31	1,18	1,29	1,40
40	0,13	0,20	0,26	1,16	1,24	1,32
50	0,12	0,18	0,24	1,14	1,21	1,28
60	0,11	0,16	0,22	1,12	1,19	1,25
70	0,10	0,15	0,20	1,11	1,17	1,23
80	0,10	0,14	0,19	1,10	1,15	1,21
90	0,10	0,14	0,18	1,10	1,15	1,20
100	0,09	0,13	0,17	1,09	1,14	1,19

Учебное издание

Чепурин Александр Васильевич
Чепурина Екатерина Леонидовна
Кушнарева Дарья Леонидовна
Пупкова Дарья Александровна
Гринченко Лаврентий Александрович

НАДЕЖНОСТЬ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Учебное пособие
по курсовому проектированию

Издается в авторской редакции
Оригинал-макет *Светлана Должикова*
Дизайн обложки *Полина Шапошникова*

Подписано в печать 22.05.2025. Формат 60х90/16
Усл.-печ. л. 4,56. Тираж 500 экз. Заказ № 16

ООО «УМЦ «Триада»
Тел.: 8 (495) 643-28-71
127550, Москва, ул. Прянишникова, д. 23А

Отпечатано в ПАО «Т8 Издательские технологии»
Тел.: +7 (499) 322-38-31
109316, Москва, Волгоградский проспект, д. 42, корп. 5