Министерство сельского хозяйства Российской Федерации

**Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования
«Саратовский государственный аграрный университет
имени Н.И. Вавилова»**

Методические указания по выполнению курсового проекта по дисциплине
НАДЁЖНОСТЬ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ В АПК

Направление подготовки
35.03.06 Агроинженерия

Профиль подготовки
Технический сервис машин и оборудования

Саратов 2019

Методические указания по выполнению курсового проекта по дисциплине «Надёжность технических систем в АПК» для направления подготовки 35.03.06 Агроинженерия / Сост.: В.В. Венскайтис // ФГБОУ ВО Саратовский ГАУ. – Саратов, 2019 – 64 с.

Методические указания направлены на выработку навыков по анализу и оценке надёжности элементов машин, разработке технологических мероприятий по её повышению и оценке качества восстановления изношенных деталей. Материал ориентирован на решение вопросов профессиональной компетенции будущих бакалавров в соответствии с профилем подготовки «Технический сервис машин и оборудования»

ВВЕДЕНИЕ

Надежность является одной из важнейших составляющих качества машин. Под надежностью понимают свойство объекта сохранять во времени в установленных пределах значения всех параметров, характеризующих способность выполнять требуемые функции в заданных режимах и условиях применения, технического обслуживания, хранения и транспортирования. При этом понятие «объект» соответствует предмету определенного целевого назначения (системе, машине, агрегату, узлу, детали), рассматриваемому в период проектирования, производства, эксплуатации и ремонта.

На каждой стадии жизненного цикла объекта *возникает необходимость управления надежностью* с целью обеспечения заданных требований. Управление этим свойством предполагает определение соответствующими методами фактически достигнутого уровня и, при необходимости, разработка мероприятий, направленных на его повышение. Точность и достоверность получаемых при определении надежности оценок от стадии к стадии повышается. Оставаясь в рамках этого процесса, становится очевидным, что наиболее полную и объективную информацию о надежности можно получить по результатам эксплуатации машин в реальных условиях.

Следует заметить, что регламентированные стандартом показатели надежности носят в основном оперативный характер и измеряются в часах работы, мото-часах, км пробега и т.п. Физически их значения количественно определяются запасами соответствующих параметров на износ и старение. Связь между ними опосредствована скоростью протекания этих процессов, которая зависит от многих факторов, но главным образом, определяется свойствами используемых конструкционных материалов, технологическими способами, а также условиями эксплуатации.

Исходя из изложенного выше и руководствуясь основными принципами управления (дай оценку сложившемуся положению; проверь её соответствие требованиям; разработай (при необходимости) мероприятия и внедри их в практику; оцени эффективность внедрённых мер), представляется целесообразной следующая структура курсового проекта:

-анализ износа деталей, эксплуатировавшихся в составе машин в хозяйствах региона;

-выбор способа восстановления деталей и разработка технологического процесса с последующим его внедрением в ремонтное производство;

-проверка и оценка качества восстановления деталей по среднему и гамма-процентному ресурсам.

В данной работе подробно раскрыты различные способы обработки полной, при анализе износа деталей, и многократно усеченной информации при оценке качества их восстановления. Особенностью методических указаний является то, что порядок выбора способа восстановления деталей и разработки технологического процесса здесь не приводится. Автор полностью отсылает студентов к учебному пособию [10] изданному на кафедре, где достаточно подробно раскрываются эти вопросы.

С целью повышения технической культуры студентов в указаниях изложены основные требования ЕСКД к оформлению расчетно-пояснительной записки и графических материалов.

Раздел 1. ИСХОДНАЯ ИНФОРМАЦИЯ ДЛЯ ОЦЕНКИ НАДЁЖНОСТИ МАШИН И ИХ ЭЛЕМЕНТОВ

На стадии эксплуатации проводится оценка надежности путем обработки собранной статистической информации об отказах объектов сельскохозяйственной техники.

Основными задачами системы сбора и обработки информации являются:

– оценка показателей надежности;

– выявление конструктивных и технологических недостатков объектов, приводящих к снижению надежности;

– выявление деталей и структурных единиц, лимитирующих надежность всего объекта;

– изучение закономерностей возникновения отказов;

– установление влияния условий и режимов эксплуатации на надежность объекта;

– корректировка нормируемых показателей надежности и комплектов ЗИП;

– корректировка периодичности и (или) объёма работ при ТО и Р;

– определение эффективности мероприятий по повышению надежности объектов.

Основным источником статистической информации о надежности машин является подконтрольная эксплуатация группы однотипных объектов, в ходе которой фиксируются данные об их отказах и процессах восстановления. Полученную информацию направляют на завод-изготовитель (до первого капремонта) или предприятие технического сервиса в виде донесений об отказах этих машин.

Донесения содержат следующую информацию:

– об объекте (заводской номер, год изготовления и ремонта);

– об условиях его эксплуатации;

– о характере и причинах его отказа;

– о трудоемкости и условиях восстановления.

Информацию о надёжности (об износах) деталей в процессе ремонта, собирают на основе анализа дефектационных ведомостей или журналов учёта дефектов, ведущихся в ремонтном производстве.

Информация о надежности должна быть:

– достоверной, т.е. отражать объективные факты без домыслов и искажений;

– полной, т.е. содержащей все существенные сведения;

– однородной (для однотипных объектов, эксплуатирующихся в примерно одинаковых условиях).

На основе информации о надёжности составляют перечни видов отказов, определяют оценки показателей надежности, сводную ведомость расхода запасных частей, определяют технологические способы восстановления и т.п.

Обработка информации о надежности объектов связана с необходимостью анализа случайных событий и величин (наработки, ресурса, срока службы, времени восстановления, величины износа и т.п.), поэтому осуществляют ее методами теории вероятностей и математической статистики. Статистические оценки показателей надежности можно получить на основе исследования статистических совокупностей.

Статистическая совокупность – это совокупность, состоящая из однородных объектов, обладающих качественной общностью. Она может быть генеральной или выборочной.

Генеральная совокупность – это совокупность объектов, подлежащих исследованию.

Исследовать все объекты генеральной совокупности на практике невозможно и нецелесообразно. Поэтому из нее выбирают определенное число объектов, образующих выборочную совокупность.

Выборочной совокупностью (выборкой) называют определенное число объектов, отобранных из генеральной совокупности для получения объективных сведений о ней.

Выборка должна быть:

– подобной генеральной совокупности, чтобы на основании ее можно было достаточно уверенно судить о признаке генеральной совокупности;

– представительной, что определяется способом отбора объектов из генеральной совокупности (каждый объект должен иметь одинаковую вероятность попадания в выборку) и объемом выборки – числом объектов.

Малый объем выборки приведет к существенным ошибкам оценок показателей надежности. Большой же объем хотя и приведет к большей точности и достоверности оценок, но будет неприемлемым по экономическим соображениям. На практике всегда исследуются выборочные статистические совокупности.

Если наблюдения, например, на безотказность длятся до отказа всех N объектов выборки, то полученную таким образом информацию называют *полной.*

Если же наблюдения ограничивают, например, по наработке и за эту наработку не у всех объектов выборки зафиксирован отказ, то такую информацию называют *усеченной,* или *цензурированной.*

Кроме вышеуказанных, возможны ситуации преждевременного прекращения наблюдения за объектами, когда их наработка не достигла установленного значения, а отказ еще не возник (аварии, пожары, стихийные бедствия). Полученную при этом информацию называют *многократно усеченной (многократно цензурированной),* а преждевременно снятые с испытания машины – *приостановленными или цензурированными*.

Оценки показателей надежности при наличии полной информации осуществляют аналитическими методами, усеченной – аналитическими или графическими, а многократно усеченной информации – только графическими методами.

Раздел 2. АНАЛИЗ ИЗНОСА ДЕТАЛЕЙ НА ОСНОВЕ ОБРАБОТКИ ПОЛНОЙ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ

2.1.Общая методика обработки статистической информации

Вследствие воздействия на конкретную деталь большого числа случайных внешних и внутренних факторов значения износов её поверхностей являются случайными величинами. Известно, что наиболее полной характеристикой любой случайной величины является закон ее распределения, поэтому именно определение закона распределения случайной величины лежит в основе обработки полной статистической информации об износах деталей.

Законом распределения случайной величины называют всякое соотношение, устанавливающее связь между возможными значениями случайной величины и соответствующими им вероятностями.

Несмотря на то, что каждая из случайных величин характеризуется своими особенностями, процессу обработки статистической информации о них присущи единые закономерности, позволяющие сформулировать общую методику.

Общая методика обработки статистической информации включает:

1. Обработку первичной статистической информации:

– составление вариационного, а при необходимости, и статистического ряда;

– определение числовых характеристик случайной величины;

– проверку однородности информации (проверку информации на выпадающие точки);

– графическое построение опытных распределений случайной величины.

2. Выравнивание опытной информации теоретическими законами распределения:

- выдвижение гипотезы о предполагаемом теоретическом законе распределения;

- вычисление дифференциального и интегрального теоретического закона распределения;

- проверку сходимости (правдоподобия) опытного и теоретического ЗР;

- принятие решения о замене опытного наиболее адекватным ему теоретическим законом распределения;

- графическое построение теоретических распределений.

3. Оценку точности и достоверности числовых характеристик случайной величины:

– интервальную оценку числовых характеристик случайной величины, то есть вычисление их доверительных границ и тем самым определение *абсолютной* ошибки этих характеристик;

– определение *относительной* ошибки переноса опытных значений числовых характеристик, полученных по выборке, на всю генеральную совокупность деталей.

2.2. Составление вариационного и статистического рядов

Вариационный ряд (ряд распределения) – это упорядоченный по возрастанию (не убыванию) ряд значений случайной величины (СВ). Число членов вариационного ряда N называется *объемом выборки*. В данном разделе случайными величинами являются износы деталей. Например, износ первой детали составляет $I_1 = 0.02$ мм, второй – $I_2 = 0.04$ мм, третьей – $I_3 = 0.03$ мм и т.д.

Вычислив износы для всех деталей и расположив их в порядке возрастания (не убывания), получают вариационный ряд. Разность между наибольшим и наименьшим значениями износа называют размахом ряда:

$$R = I_{\max} - I_{\min}.$$

Пронумеровав члены ряда в порядке их возрастания, можно вычислить накопленную опытную вероятность $\overline{F}(I_i)$ по зависимости

$$\overline{F}(I_i) = \frac{i}{N},$$

где $\overline{F}(I_i)$ является статистическим аналогом функции распределения износов;

i – номер значения износа из вариационного ряда.

Получить характеристику, являющуюся статистическим аналогом плотности функции распределения, непосредственно по вариационному ряду непрерывной СВ не представляется возможным, хотя она несет в себе существенную информацию, необходимую для определения закона распределения.

В этой связи при достаточном числе наблюдений (как правило, $N > 25$) вариационный ряд заменяют статистическим рядом распределения, что, кроме указанного выше, иногда сокращает объем требуемых вычислений.

Для построения статистического ряда все значения случайной величины разбивают на ряд интервалов. При этом всем значениям СВ, попавшим в i -й интервал, приписывается (присваивается) значение I_{ci}, соответствующее середине интервала. Число интервалов выбирают обычно в пределах 10…15, при малом объеме выборки число интервалов приходится уменьшать до 5…6.

При выборе числа интервалов и их границ учитывают следующие рекомендации:

– характерные особенности опытного распределения не должны, с одной стороны, исчезнуть из-за слишком малого числа интервалов, а с другой – не должны быть искажены случайными колебаниями частот при слишком большом числе интервалов;

– желательно, чтобы интервалы были равны по длине, если колебания плотности распределения не очень велики;

– возможно меньшее число наблюдений должно совпадать с границами интервалов.

Наиболее простым, но формальным способом группирования наблюдений (значений СВ) является следующий:

– число интервалов n определяют по зависимости $n = \sqrt{N} \pm 1$ с последующим округлением полученного результата до целого числа;

– длину интервалов h вычисляют по зависимости

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

где $I_{\max}$ и $I_{\min}$ – наибольшее и наименьшее значения износа из вариационного ряда соответственно;

– начало $I_{нi}$ и конец $I_{кi}$ i-го интервала вычисляют по следующим зависимостям:

$$I_{н1} = I_{\min};\ I_{нi} = I_{к(i-1)};\ I_{кi} = I_{нi} + h$$

Этот способ группирования приемлем, если нет существенных нарушений указанных выше рекомендаций. В противном случае, может оказаться целесообразным выбор неравных интервалов, длины которых уменьшают по мере увеличения плотности распределения наблюдений.

Количество наблюдений (значений износов) m_i в i-м интервале (i = 1, …, n) называется *опытной частотой*. Опытная частота m_i, отнесенная к общему числу наблюдений (объему выборки) N, называется *опытной вероятностью (частостью)*.

Ее значение определяется по зависимости:

$$\overline{p}(I_{ci}) = \frac{m_i}{N}, \tag{2.1}$$

где I_{ci} – значение износа в середине i-го интервала.

Опытная вероятность является статистическим аналогом вероятности попадания случайной величины в i-й интервал, график которой по своему характеру соответствует графику плотности функции распределения.

Накопленная опытная вероятность, являющаяся статистическим аналогом функции распределения, вычисляется по зависимости

$$\overline{F}(I) = \sum_{1}^{i} \overline{p}(I_{ci}). \tag{2.2}$$

Таким образом, *статистическим рядом* распределения является таблица, в которой указаны границы и середины интервалов, опытные частоты, опытные и накопленные опытные вероятности (табл. 2.1).

Таблица 2.1 – Статистический ряд распределения

Граница интервала, ед. измерения	$I_{н1}$ … $I_{к1}$	$I_{н2} = I_{к1}$ … $I_{к2}$	…	$I_{нn} = I_{к(n-1)}$ … $I_{кn}$
Середина интервала, ед. измерения	I_{c1}	I_{c2}	…	I_{cn}
Опытная частота m_i	m_1 *)	m_2 *)	…	m_n *)
Опытная вероятность $\overline{p}(I_{ci})$	$\overline{p}(I_{c1})$	$\overline{p}(I_{c2})$	…	$\overline{p}(I_{cn})$
Накопленная опытная вероятность $\overline{F}(I)$	$\overline{p}(I_{c1})$	$\overline{p}(I_{c1}) + \overline{p}(I_{c2})$	…	$\sum_{i=1}^{n} \overline{p}(I_{ci})$

*) при подсчете опытной частоты m_i значения износов, совпадающие с границей смежных интервалов, относятся к ним в равных долях (по 0,5), что может привести к ее дробному виду

2.3. Определение числовых характеристик выборочной совокупности (точечных оценок износа)

Наиболее применяемыми числовыми характеристиками совокупности значений случайной величины являются:

– среднее значение, характеризующее центр группирования случайной величины $\overline{I}$;

– среднеквадратическое отклонение и коэффициент вариации, являющиеся характеристиками рассеивания случайной величины σ_I.

При условии, что $N \le 25$, они вычисляются по следующим зависимостям:

$$\bar{I} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} I_i \ , \quad \sigma_I = \sqrt{\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}\left(I_i - \bar{I}\right)^2} \ , \qquad (2.3)$$

где $\bar{I}$, σ_{I} – соответственно среднее значение и среднеквадратическое отклонение СВ; I_i – значение СВ в *i*-м наблюдении;

N – число значений (наблюдений) СВ.

Если $N > 25$, то составляется статистический ряд распределения, а вышеуказанные характеристики вычисляются по зависимостям:

$$\bar{I} = \sum_{i=1}^{n} I_{ci}\,\bar{p}\left(I_{ci}\right) \ , \quad \sigma_I = \sqrt{\sum_{i=1}^{n}\left(I_{ci} - \bar{I}\right)^2 \bar{p}\left(I_{ci}\right)}, \qquad (2.4)$$

где I_{ci} – значение износа I в середине *i*-го интервала статистического ряда, $\bar{p}\left(I_{ci}\right)$ – опытная вероятность того, что износ деталей соответствует в *i*-му интервалу, приравненная к середине этого интервала, n – число интервалов статистического ряда.

Анализ зависимостей для определения σ_{I} показывает, что его значение зависит не только от величины рассеивания, но и от абсолютных значений СВ. От этого недостатка свободен коэффициент вариации V, определяемый по зависимости:

$$V = \frac{\sigma_I}{\bar{I}} \ . \qquad (2.5)$$

Проиллюстрируем данное утверждение примером. Пусть имеются две выборочные совокупности СВ. Первая характеризуется значениями $\overline{x_1} = 40$; $\sigma_1 = 10$. Вторая совокупность: $\bar{x}_2 = 30$; $\sigma_2 = 9$.

Если оценить рассеивание СВ по значению σ, то придется сделать вывод, что первая совокупность характеризуется большим рассеиванием. Однако $V_1 = \frac{10}{40} = 0{,}25$; $V_2 = \frac{9}{30} = 0{,}30$.

Отсюда окончательный вывод – вторая совокупность характеризуется большим рассеиванием СВ x.

Если зона рассеивания СВ смещена относительно начала координат на величину $I_{\text{см},}$, то коэффициент вариации вычисляется с учетом смещения:

$$V = \frac{\sigma_I}{\bar{I} - I_{\text{см}}}, \qquad (2.6)$$

где при $N \le 25$ $I_{см} = I_1 - (I_3 - I_1)/2$; I_1, I_3 – соответственно первое и третье значения СВ из вариационного ряда;
при $N > 25$ $I_{см} = I_{н1} - 0{,}5h$; $I_{н1}$ – начало первого интервала статистического ряда; h – длина интервала.

2.4. Проверка однородности исходной информации

Оценки характеристик износа получают на основе статистического анализа исходных данных, к которым предъявляется ряд требований, в том числе, чтобы они были массовыми и однородными случайными величинами. Вместе с тем, при проведении наблюдений отдельные подконтрольные объекты могут попасть под влияние резко изменившихся внешних факторов, вследствие чего исследуемая величина получит экстремальный выброс.

Вполне очевидно, что эти резко изменившиеся факторы нехарактерны для эксплуатации остальных объектов, а стало быть, и значение случайной величины, полученное при этом, является нехарактерным (неоднородным), и его целесообразно исключить из выборки.

В этой связи проводится проверка однородности исходной статистической информации об износах (проверка на выпадающие точки).

Грубую проверку проводят, используя правило трех сигм – $\bar{I} \pm 3\sigma_t$. От полученного значения показателя надежности сначала вычитают, а затем прибавляют $3\sigma_t$. Если крайние наблюденные значения не выходят за пределы $\bar{I} \pm 3\sigma_t$, то выпадающие точки отсутствуют.

Более точно проверку на выпадающие точки проводят по критерию Ирвина λ, который вычисляют по зависимости

$$\lambda = \frac{\left(I_i - I_{i-1}\right)}{\sigma_I}, \tag{2.7}$$

где $\boldsymbol{I_i}$ и I_{i-1} – смежные значения случайной величины вариационного ряда.

Проверку начинают с крайних значений случайной величины.

Вычисленное λ сравнивают с табличным значением $\lambda_Т = f(\beta, N)$, взятом из табл. В.1, при доверительной вероятности $\beta = 0{,}90...0{,}99$ и числе наблюдений N.

При $\lambda \le \lambda_Т(\beta, N)$ переходят к проверке однородности следующего значения СВ. При $\lambda > \lambda_Т(\beta, N)$ проверяемое значение СВ признают выпадающим (экстремальным), и оно исключается из выборочной совокупности наблюдений. После исключения составляют новый статистический ряд, вычисляют новые значения числовых характеристик и опять проверяют однородность информации.

Процедуру проверки проводят для всех значений случайной величины. Использование критерия Ирвина дает хорошие результаты при условии, что выпадающие наблюдения находятся на краях вариационного ряда.

В общем случае возможна ситуация, когда указанная процедура дает отрицательный результат для наблюдения, находящегося в середине выборочной совокупности, а его исключение из выборки только увеличивает значение λ для следующего проверяемого значения СВ. Продолжение проверки приведет, в конечном итоге, к исключению из исходной выборочной совокупности всех оставшихся непроверенными к данному моменту наблюдений, что противоречит здравому смыслу. В этой связи можно предположить, что исходная выборочная совокупность состоит из 2 групп наблюдений. При этом однородные и первое выпадающее наблюдения следует отнести в первую группу объемом N_1, для которой выполняется условие $\lambda < \lambda_{\text{т}}(\beta, N)$, а оставшиеся непроверенными значения СВ – ко второй группе объемом N_2. Очевидно, что $N_1 + N_2 = N$. Эта ситуация вызывает необходимость проверить гипотезу об однородности двух образовавшихся групп наблюдений в рамках общей теории проверки статистических гипотез, сущность которой излагается ниже.

Сущность статистической проверки гипотез. Статистическая проверка гипотез об однородности двух групп наблюдений, о совпадении опытного распределения с теоретическим и т.п. по существу сводится к определению причин всегда существующих между ними различий (расхождений). Если эти причины незначительны, носят случайный характер (обусловлены размером выборки, случайностью попадания тех или иных наблюдений в выборочную совокупность и т. д.), то и расхождения признаются незначительными, и выдвинутая гипотеза не отвергается. В противном случае следует считать, что имеющиеся различия обусловлены существенными факторами (например, резко изменившимися условиями эксплуатации, квалификацией обслуживающего персонала и др.), поэтому выдвинутую гипотезу следует отвергнуть как неправдоподобную.

Поскольку проверка является статистической (проводится по данным выборочной совокупности), то заключения принимаются с вероятностью, определяемой уровнем значимости α.

Под *уровнем значимости* α понимают вероятность того, что выдвинутая гипотеза будет необоснованно отвергнута (будет совершена ошибка 1-го рода).

Процедура проверки сводится к следующему:

1) выбирается количественный показатель (критерий) U, характеризующий меру расхождения, и вычисляется его опытное значение $U_{\text{оп}}$;

2) анализируются возможные ошибочные решения и, исходя из последствий, к которым они могут привести, выбирается уровень значимости α;

3) по выбранному уровню значимости определяется критическое значение критерия $U_{\text{кр}}$;

4) проводится сравнение опытного и критического значений критерия. Если $U_{\text{оп}} < U_{\text{кр}}$, то выдвинутая гипотеза не отвергается с вероятностью $1-\alpha$, иначе от гипотезы приходится отказаться.

Математически величины α, $U_{\text{оп}}$ и $U_{\text{кр}}$ связаны зависимостью вида:

$$\alpha = P\left(U_{\text{оп}} > U_{\text{кр}}\right) = \int_{U_{\text{кр}}}^{\infty} f\left(U_{\text{оп}}\right) dU_{\text{оп}}, \tag{2.8}$$

где $U_{\text{оп}}$ – опытное значение расхождения, являющееся случайной величиной .

Исходя из смысла уровня значимости и зависимости (2.8) можно утверждать, что значение $U_{\text{кр}}$ должно быть достаточно большим, чтобы расхождения, обусловленные случайными причинами, не позволили отклонить выдвинутую гипотезу как неправдоподобную. Это обеспечивается выбором небольших значений α. При уменьшении α значение $U_{\text{кр}}$ растет, что вытекает из зависимости (2.8) и подтверждается таблицами (например, табл. В.2), где $U_{\text{кр}} = \chi^2(\alpha, k)$.

Допустимо ли задаваться очень маленькой величиной уровня значимости? Нет, это нецелесообразно, т.к. при значительном увеличении $U_{\text{кр}}$ можно перейти разумную границу меры и выбрать такое его значение, когда сравниваемая с ним уже достаточно большая величина $U_{\text{оп}}$ будет обусловлена не случайными расхождениями, а существенными причинами, наличие которых требует отклонить гипотезу как неправдоподобную.

Следовательно, чрезмерное снижение уровня значимости α приведет к повышению вероятности совершения ошибки 2-го рода – принятию неверной гипотезы.

Поэтому в инженерной практике обычно задаются уровнем значимости $\alpha = 0{,}01...0{,}10$. Тогда вероятность того, что выдвинутая гипотеза не будет отвергнута, определяется как $P = 1 - \alpha = 0{,}99...0{,}90$.

Проверка однородности образовавшихся двух групп наблюдений может быть проведена с помощью критерия Пирсона, если обе группы достаточно большие $(N_1 \text{ и } N_2 > 40...50)$, или критерия Вилкоксона (Уилкоксона), если объем наблюдений в каждой группе мал.

Значение критерия Пирсона (χ^2-критерия) вычисляется по зависимости

$$\chi^2 = N_1 N_2 \sum_{i=1}^{l} \frac{1}{m_{1i} + m_{2i}} \left(\frac{m_{1i}}{N_1} - \frac{m_{2i}}{N_2} \right)^2,$$

где N_1 и N_2 – число наблюдений соответственно в 1-й и 2-й группах, l – число интервалов, на которые разбиты наблюдения в группах, m_{1i} и m_{2i} – число наблюдений соответственно в 1-й и 2-й группах, попавших в i-й интервал.

Вычисленное значение χ^2-критерия сравнивается с критическим $\chi^2(\alpha, k)$, которое определяется по табл. В.2 в зависимости от выбранного уровня значимости α и числа степеней свободы $k = l - 1$.

Если $\chi^2 \le \chi^2(\alpha, k)$, то гипотеза об однородности наблюдений в 2 группах не отвергается и принимается решение об обработке всех наблюдений в рамках одной выборочной совокупности. В противном случае дальнейшая обработка проводится для каждой группы наблюдений отдельно.

Методика проверки гипотезы по критерию Вилкоксона изложена в [1, 2].

2.5. Графическое построение опытных распределений показателей надежности

Для наглядного представления опытного распределения, оценки качества произведенного группирования (разделения на интервалы) и более обоснованного выдвижения гипотезы о предполагаемом теоретическом распределении по данным статистического ряда строят гистограмму, полигон и график накопленной опытной вероятности. Некоторые общие правила построения графиков изложены в п.п. 5.3.

Для построения *гистограммы* на оси абсцисс в произвольно выбранном масштабе откладывают границы интервалов и на каждом интервале строят прямоугольник с высотой, в общем случае равной статистической оценке плотности распределения, которая вычисляется по зависимости:

$$\bar{f}(I_{ci}) = \frac{m_i}{Nh_i}, \tag{2.9}$$

где I_{ci} – середина i-го интервала изменения СВ; m_i – опытная частота попадания наблюдений в i-й интервал; N – число наблюдений в выборочной совокупности; h_i – длина i-го интервала.

Сумма площадей всех прямоугольников гистограммы равна единице.

Если интервалы равны друг другу $h_1 = h_2 = ... = h_n$, *то для сокращения вычислений можно строить гистограмму, высота прямоугольников которой равна опытной вероятности попадания наблюдений в* i*-й интервал* $\overline{p}(I_{ci}) = \dfrac{m_i}{N}$ (рис. 2. 1). Очевидно, что характер гистограммы (характер распределения) при этом не изменится, а сумма площадей всех прямоугольников будет равна длине интервала h. *При неравных интервалах это упрощение недопустимо, т.к. искажает распределение.*

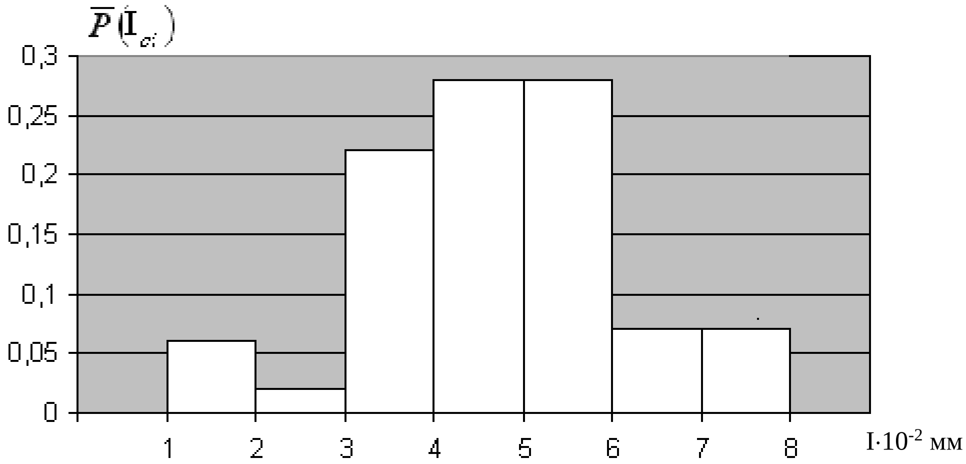
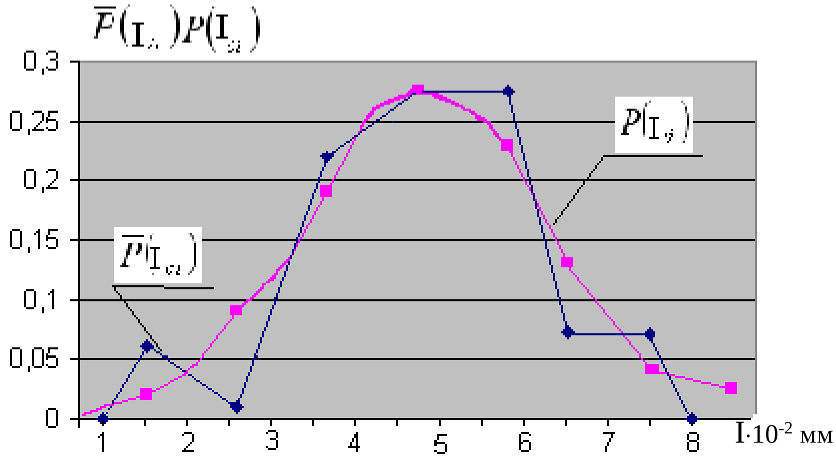


Рисунок 2.1 – Гистограмма опытных вероятностей износов

При построении полигона распределения по осям абсцисс и ординат откладывают те же значения, что и при построении гистограммы. Точки полигона распределения образуются пересечением ординаты, равной опытной вероятности интервала $\overline{p}(I_{ci})$ или статистической оценке плотности распределения $\bar{f}(I_{ci})$, и абсциссы, равной середине этого интервала I_{ci}. Начальную и конечную точки полигона распределения приравнивают к абсциссам начала первого и конца последнего интервалов статистического ряда. Смежные точки полигона соединяются прямыми линиями, а полигон распределения в целом приобретает вид ломаной линии (рис.2.2). Именно графическое изображение гистограммы и полигона позволяет более обоснованно сформулировать гипотезу о предполагаемом теоретическом законе распределения.

Для построения графика *накопленных опытных вероятностей* по оси абсцисс откладывают границы интервалов, а по оси – ординат накопленные опытные вероятности. Точки графика образуются пересечением ординаты, равной сумме вероятностей $\sum_{1}^{i}\overline{p}(I_{ci})$ или статистических оценок плотностей распределения $\sum_{1}^{i}\bar{f}(I_{ci})$, и абсциссы конца *i*-го интервала $I_{кi}$. Первую точку приравнивают к началу первого интервала, полученные точки соединяются прямыми линиями (рис.2.3).

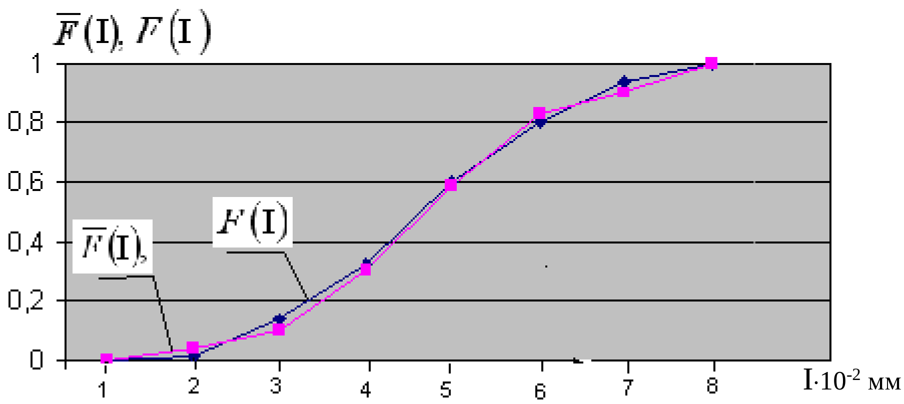
Гистограмма и полигон являются дифференциальным, а график накопленных опытных вероятностей – интегральным статистическими законами распределения СВ.



$\overline{P}(t_{ci})$ – полигон распределения опытных вероятностей;

$P(t_{ci})$ – распределение теоретических вероятностей

Рисунок 2.2 – Дифференциальный закон распределения износов



$\overline{F}(I)$– накопленные опытные вероятности;

$F(I)$ – накопленные теоретические вероятности

Рисунок 2.3 – Интегральный закон распределения износов

2.6. Выравнивание опытной информации теоретическим законом распределения

Полученные распределения показателей надежности в виде таблицы 2.1 и графиков (см. рисунки 2.1, 2.2, 2.3) построены по данным выборочной совокупности ограниченного объема. Они отражают не только общие закономерности, но и те случайные особенности, в которых эксплуатировались объекты выборочной совокупности. Поэтому, прежде чем распространять полученные распределения и их характеристики на всю генеральную совокупность, от этих особенностей необходимо освободиться. Эта задача решается путем замены опытного распределения специально подобранным наиболее адекватным ему теоретическим законом, справедливым для всей генеральной совокупности машин. *Указанная замена называется процессом выравнивания (сглаживания) статистической информации*, а установленный таким образом теоретический закон распределения (ТЗР) позволяет рассчитывать показатели надежности как всей совокупности машин данного типа, так и любой выборочной их совокупности.

В общем случае процесс выравнивания (сглаживания) статистической (опытной) информации включает в себя:

– выдвижение гипотезы о предполагаемом ТЗР;

– вычисление и графическое построение дифференциального и интегрального ТЗР;

–проверку правдоподобия (сходимости) опытного распределения и ТЗР;

–принятие решения о замене опытного распределения наиболее адекватным ему теоретическим законом.

2.6.1. Выдвижение гипотезы о предполагаемом теоретическом законе распределения

Известно, что износы деталей, испытывающих в процессе эксплуатации механические нагрузки наиболее адекватно описываются нормальным законом распределения (НЗР) и законом распределения Вейбулла (ЗРВ). Экспоненциальный закон (ЭЗР) и закон распределения Релея являются частными случаями ЗРВ. Предварительное суждение (гипотезу) о предполагаемом ЗР можно составить по виду гистограммы, виду полигона опытных вероятностей и (или) значению коэффициента вариации. Если приходится выбирать между ЭЗР и НЗР, то с достаточной степенью уверенности можно сформулировать правдоподобную гипотезу по виду полигона. В других ситуациях более информативной характеристикой является коэффициент вариации ν. При этом, если $\nu < 0{,}30$, то выдвигают гипотезу о НЗР. Если $\nu > 0{,}50$, то более адекватной представляется гипотеза о ЗРВ. При значениях коэффициента вариации $\nu = 0{,}30...0{,}50$ возникает неопределенность. В этой ситуации гипотезы о НЗР и ЗРВ являются равноправными, поэтому производится расчет дифференциального и интегрального ЗР обоих видов с последующей проверкой правдоподобия каждого из них по одному из критериев согласия и принятием соответствующего решения.

2.6.2. Расчет и построение дифференциального и интегрального ТЗР

Для нормального закона распределения. Известно, что плотность функции нормального распределения (дифференциальный закон) описывается зависимостью вида:

$$f(I) = \frac{1}{\sigma_I \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(I-\bar{I})^2}{2\sigma_I{}^2}}, \qquad (2.10)$$

а функция распределения (интегральный закон) –

$$F(I) = \frac{1}{\sigma_I \sqrt{2\pi}} \int_0^I e^{-\frac{(I-\bar{I})^2}{2\sigma_{tI}{}^2}} \mathrm{dI}, \qquad (2.11)$$

где I – значение СВ (износа, наработки между отказами, ресурса, срока службы и т.п.); $\bar{I}$ – среднее значение износа, вычисленное по результатам наблюдений – оценка математического ожидания СВ; σ_I – оценка среднеквадратического отклонения износа.

Интеграл вида (2.11) не табличный, поэтому целесообразно вычислить его значения численным методом и затабулировать. Для удобства вычислений и табулирования введем переменную:

$$z = \frac{I - \bar{I}}{\sigma_I}. \qquad (2.12)$$

Тогда $$\mathrm{dz} = \frac{1}{\sigma_I}\mathrm{dI} \rightarrow \mathrm{dI} = \sigma_I \mathrm{dz}.$$

В конечном итоге получим центрированные $(\bar{z}=0)$ и нормированные $(\sigma_z=1)$ функции:

$$f_0(z)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{z^2}{2}}\ , \tag{2.13}$$

$$F_0(z)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int\limits_{-\infty}^{z}e^{-\frac{z^2}{2}}\mathrm{d}z\,. \tag{2.14}$$

Правые части полученных выражений зависят только от одной величины z, поэтому их легко затабулировать.

Вычисление плотности функции распределения $f(I)$ производят по зависимости

$$f(I)=\frac{1}{\sigma_I}f_0(z).$$

Так как при составлении статистического ряда (см. таблицу 2.1) были вычислены не статистические плотности функции распределения $\bar{f}(I)$, а опытные вероятности попадания износов в i-й интервал $\bar{p}(I_{ci})$, то для обеспечения сравнимости распределений вычислим теоретические вероятности этих же событий по зависимости

$$p(I_{ci})=\frac{h}{\sigma_I}f_0(z_i);\quad i=1,...,n\,, \tag{2.15}$$

где h – длина интервала, принятая при построении статистического ряда; $z_i=\dfrac{I_{ci}-\bar{I}}{\sigma_I}$ – квантиль нормального распределения, значение которого вычислено для середины i-го интервала I_{ci}; $f_0(z_i)=f_0\left(\dfrac{I_{ci}-\bar{I}}{\sigma_I}\right)$ – значение центрированной и нормированной плотности распределения из приложения Г. При необходимости интерполяцию следует проводить в соответствии с приложением Л; n – число интервалов, принятое при составлении статистического ряда.

При этом следует учесть, что $f_0(-z)=f_0(z)$.

Пример 1. По данным о наработке между отказами подконтрольных N=100 двигателей установлены: $\bar{t}=$ 0,410 мм, $\sigma_t=$ 0,100 мм. Длина интервала, принятая при составлении статистического ряда, h=0,070 мм. Определить теоретическую вероятность того, что износы деталей будут соответствовать первому интервалу 0,155…0,225 мм.

$$p(t_{c1}=0{,}190)=\frac{h}{\sigma_t}f_0(z_i)=\frac{0{,}070}{0{,}100}f_0\left(\frac{0{,}190-0{,}410}{0{,}100}\right)=0{,}7f(-2{,}2)=0{,}7f(2{,}2)=0{,}7\cdot 0{,}04=0{,}028.$$

Используя зависимость (2.15), можно определить теоретическое число интересующих нас событий (число износов, соответствующих i-му интервалу) по формуле

$$m_{\mathrm{T}i}=p(I_{Ci})N. \tag{2.16}$$

Пример 2. В условиях примера 1 вычислить теоретическое число деталей с износами, соответствующими пятому интервалу 0,465…0,535 мм при $N=100$.

Решение

1. Определяем теоретическую вероятность того, что износы деталей будут соответствовать пятому интервалу

$$p\left(I_{c5}=0.500\right)=\frac{0.070}{0.100}\,f_0\left(\frac{0.500-0.410}{0.100}\right)=0{,}7\,f\left(0{,}9\right)=0{,}7\cdot 0{,}27=0{,}189.$$

2. Определяем теоретическое число деталей с износами, соответствующими пятому интервалу:

$$m_{\text{Т}5}=p\left(I_{c5}\right)N=0{,}189\cdot 100=18{,}9 \text{ отказов.}$$

Дробное число отказов не должно смущать расчетчика.

Вычисление функции распределения $F(t)$ осуществляется по зависимости

$$F(I)=F_0\left(z_i\right);\quad i=1,\ldots,n, \qquad (2.17)$$

где $z_i=\dfrac{I_{\text{к}i}-\bar{I}}{\sigma_I}$ – квантиль нормального распределения, значение которого вычислено для конца i-го интервала $I_{\text{к}i}$; $F_0\left(z_i\right)$ – значение интегральной функции нормального распределения, взятые из прил. Д. При необходимости интерполяцию проводить в соответствии с прил. Л; n – число интервалов, принятое при составлении статистического ряда.

При этом следует учесть, что

$$F_0(-z)=1-F_0(z).$$

Пример 3. В условиях примера 1 вычислить значение функции распределения на конце 2-го интервала 0,225…0,295 мм.

$$F\left(I_{\text{к}2}=0.295\right)=F_0\left(\frac{0.295-0.410}{0.100}\right)=F_0(-1{,}15)=1-F(1{,}15)=1-0{,}88=0{,}12.$$

Используя значения функции распределения, можно вычислить теоретическое деталей с износами, соответствующими i-му интервалу, по формуле

$$m_{\text{Т}i}=\left[F\left(I_{\text{к}i}\right)-F\left(I_{\text{н}i}\right)\right]N. \qquad (2.18)$$

Пример 4. В условиях примера 1 вычислить число деталей с износами, соответствующими 4-му интервалу 0,395…0,465 мм при $N=100$.

Решение

1. Определяем теоретическую вероятность того, что износы деталей будут находиться в интервале 0,395…0,465 мм. Из теории вероятностей известно, что

$$p\left(I_{\text{н}4}<I<I_{\text{к}4}\right)=F\left(I_{\text{к}4}\right)-F\left(I_{\text{н}4}\right)=F_0\left(0\ldots I_{\text{к}4}\right)-F_0\left(0\ldots I_{\text{н}4}\right).$$

Используя это свойство, получим

$$F(0.395\ldots0.465)=F_0(0\ldots0.465)-F_0(0\ldots0.395)=F_0\left(\frac{0.465-0.410}{0.100}\right)-F_0\left(\frac{0.395-0.410}{0.100}\right)=$$

$$=F_0(0{,}55)-F_0(-0{,}15)=F_0(0{,}55)-\left[1-F_0(0{,}15)\right]=0{,}71-(1-0{,}56)=0{,}27.$$

2. Определяем теоретическое число деталей с износами, соответствующими 4-му интервалу:

$$m_{\text{Т}4}=0{,}27\cdot 100=27 \text{ деталей.}$$

Сравнивая зависимости (2.16) и (2.18), следует заметить, что *более целесообразно вычислять теоретическое число отказов по формуле (2.18).*

График $F(I)$ может быть использован для определения теоретического числа деталей m_{Ti}, износ которых не более I_i, то есть $m_{Ti} = F(I_i)N$, а также теоретического числа деталей, соответствующего любому интервалу износов $(I_1...I_2)$ - $m_{T(I_1...I_2)} = [F(I_2) - F(I_1)]N$ при $I_2 > I_1$.

График дифференциального закона $p(I_{ci})$ позволяет рельефно выявить степень близости (расхождения) опытного и теоретического распределений. Вместе с тем, при необходимости по нему также может быть вычислено количество отказавших машин в произвольном интервале $(I_1;I_2)$. Для этого необходимо площадь под дифференциальной кривой $p(I_{ci})$, соответствующую этому интервалу $S(I_1;I_2)$, отнести к общей площади под этой кривой $S_{\text{ОБЩ}}$ и полученное значение умножить на число испытываемых (подконтрольных) машин N, т.е.

$$m_T(\Delta I) = \frac{S(I_1;I_2)}{S_{\text{ОБЩ}}} N, \tag{2.19}$$

где $\Delta I = I_2 - I_1$.

Для закона распределения Вейбулла

Известно, что плотность функции распределения Вейбулла (дифференциальный закон) описывается зависимостью вида:

$$f(I) = \frac{b}{a}\left(\frac{I - I_{\text{см}}}{a}\right)^{b-1} \exp\left[-\left(\frac{I - I_{\text{см}}}{a}\right)^{b}\right], \tag{2.20}$$

где a, b – параметры закона распределения, причем a – параметр масштаба, имеющий размерность случайной величины I; b – параметр формы (безразмерная величина); $I_{\text{см}}$ – смещение зоны рассеивания случайной величины I.

Параметр b определяют, используя коэффициент вариации по таблице Е.1 приложения Е. Из этого же приложения выбирают значения коэффициентов K_b и C_b.

Параметр a рассчитывают по одному из уравнений

$$a = \frac{\bar{I} - I_{\text{см}}}{K_b} \text{ или } a = \frac{\sigma_t}{C_b}. \tag{2.21}$$

Для вычисления и табулирования плотности распределения $f(I)$ по зависимости (2.20) потребовалось бы строить трехмерную таблицу, т.к. она является функцией 3 аргументов a,b и обобщенного параметра $\frac{I - I_{\text{см}}}{a}$. Поэтому табулируется функция $f_1(I)$, которая имеет вид

$$f_1(I) = b\left(\frac{I - I_{\text{см}}}{a}\right)^{b-1} \exp\left[-\left(\frac{I - I_{\text{см}}}{a}\right)^{b}\right]. \tag{2.22}$$

Эта функция зависит от двух аргументов – от параметра b и обобщенного параметра $\frac{I - I_{\text{СМ}}}{a}$.

Из сравнения зависимостей (2.20) и (2.22) очевидно, что

$$f(I) = \frac{1}{\grave{a}} f_1\left(\frac{I - I_{\text{cì}}}{a}, b\right).$$

Рассуждая аналогично п. 2.6.2, вычислим не $f(I)$, а теоретические вероятности попадания СВ в i-й интервал, например, вероятность того, что износы деталей будут находиться в в i-м интервале по зависимости

$$p(I_{ci}) = \frac{h}{a} f_1\left(\frac{I_{ci} - I_{\text{см}}}{a}, b\right); \ (i = 1,\ldots,n), \tag{2.23}$$

где значения функции $f_1\left(\frac{I_{ci} - I_{\text{см}}}{a}, b\right)$ приведены в таблице Е.2

приложения Е. При необходимости интерполяцию проводят в соответствии с приложением Л; h, n – соответственно длина интервала и число интервалов, принятые при составлении статистического ряда; I_{ci} – значение СВ в середине i-го интервала.

Функция распределения Вейбулла имеет вид

$$F(I_{\text{к}i}) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{I_{\text{к}i} - I_{\text{см}}}{a}\right)^b\right]; \quad i = 1,\ldots,n. \tag{2.24}$$

Данная функция зависит от двух аргументов – от параметра b и обобщенного параметра $\frac{I_{\text{к}i} - I_{\text{см}}}{a}$. Ее значения могут быть вычислены непосредственно по зависимости (2.24) или определены по таблице (см. приложение Ж). Входами в эту таблицу являются:

– значение параметра b;

– значение обобщенного параметра $\frac{I_{\text{к}i} - I_{\text{см}}}{a}$.

Здесь $I_{\text{К}i}$ – значение случайной величины на конце i-го интервала. При необходимости интерполяцию проводят в соответствии с приложением Л.

Используя зависимости (2.23), (2.24), можно вычислить теоретическое число интересующих нас событий, например, число деталей с износами, соответствующими в i-му интервалу по формуле

$$m_{\text{Т}i} = p(I_{ci})N \tag{2.25}$$

или

$$m_{\text{Т}i} = \left[F(I_{\text{к}i}) - F(I_{\text{к}(i-1)})\right]N, \tag{2.26}$$

где N – общее число анализируемых деталей.

Зависимости (2.23), (2.24), (2.25), (2.26), а также построенные графики используют для целей, аналогичных вышеприведенным для нормального закона распределения.

Результаты выравнивания опытных данных теоретическими законами распределения целесообразно представить в виде таблицы 2.2

Таблица 2.2 – Результаты выравнивания опытных данных теоретическими законами распределения

Граница интервала (единица измерения СВ)	$I_{\text{н}1}$ … $I_{\text{к}1}$	$I_{\text{н}2}$ … $I_{\text{к}2}$	…	$I_{\text{н}n}$ … $I_{\text{к}n}$
Середина интервала (единица измерения СВ)	I_{c1}	I_{c2}	…	I_{cn}
Опытная частота m_i	m_1	m_2	…	m_n

<table>
<tr><td rowspan="3">Дифференциальный закон распределения</td><td colspan="2">Опытная вероятность $\overline{p}(I_{ci})$</td><td>$\overline{p}(I_{c1})$</td><td>$\overline{p}(I_{c2})$</td><td>…</td><td>$\overline{p}(I_{cn})$</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Теоретическая вероятность $p(I_{ci})$</td><td>НЗР</td><td>$p(I_{c1})$</td><td>$p(I_{c2})$</td><td>…</td><td>$p(I_{cn})$</td></tr>
<tr><td>ЗРВ</td><td>$p(I_{c1})$</td><td>$p(I_{c2})$</td><td>…</td><td>$p(I_{cn})$</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Интегральный закон распределения</td><td colspan="2">Накопленная опытная вероятность $\overline{F}(I_{ci})=\sum_{1}^{i} p(I_{ci})$</td><td>$\overline{p}(I_{c1})$</td><td>$\overline{p}(I_{c1})$ + $\overline{p}(I_{c2})$</td><td>…</td><td>$\sum_{i=1}^{n}\overline{p}(I_{ci})$</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Функция распределени $F(I)=F(I_{Ki})$</td><td>НЗР</td><td>$F(I_{к1})$</td><td>$F(I_{к2})$</td><td>…</td><td>$F(I_{кn})$</td></tr>
<tr><td>ЗРВ</td><td>$F(I_{к1})$</td><td>$F(I_{к2})$</td><td>…</td><td>$F(I_{кn})$</td></tr>
<tr><td colspan="3" rowspan="2">Теоретическая частота $m_{Тi}$</td><td>НЗР</td><td>$m_{Т1}$</td><td>$m_{Т2}$</td><td>…</td><td>$m_{Тn}$</td></tr>
<tr><td>ЗРВ</td><td>$m_{Т1}$</td><td>$m_{Т2}$</td><td>…</td><td>$m_{Тn}$</td></tr>
</table>

2.6.3. Проверка правдоподобия (сходимости) опытного и теоретического законов распределения

Сущность и общая процедура статистической проверки гипотез достаточно подробно изложены в п. 2.4.

При проверке сходимости опытного распределения СВ с теоретическим меру расхождения (близости) между ними U называют критерием согласия. К числу наиболее применяемых критериев относятся:

– критерий Колмогорова λ;

– хи-квадрат критерий (критерий Пирсона) χ^2;

– критерий Мизеса–Крамера–Смирнова ω^2.

Критерий Колмогорова вычисляется по зависимости

$$\lambda = D\sqrt{N};\;\; D = \max\left|\overline{F}(I_{кi}) - F(I_{кi})\right|;\;\; i = 1,\ldots,n, \qquad (2.27)$$

где $\overline{F}(I_{кi})$, $F(I_{кi})$ – соответственно значения накопленных опытных вероятностей и функции распределения на конце i-го интервала; N – объем выборочной совокупности наблюдений; n – число интервалов статистического ряда.

Критерий Колмогорова используется *только для случая*, когда теоретическое распределение известно, т.е. известны вид закона и его параметры. Причем значения этих параметров не должны быть определены по той же выборке, по которой вычислены накопленные опытные вероятности $\overline{F}(I_{кi})$. Требованием к объему выборки является $N \geq (40\ldots50)$.

Критерий Пирсона вычисляют по зависимости

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{n} \frac{\left(m_i - m_{\text{Т}i}\right)^2}{m_{\text{Т}i}}, \tag{2.28}$$

где m_i – опытная частота попадания СВ в i-й интервал статистического ряда (берется из таблицы 2.1); n – число интервалов статистического ряда; $F(I_i), F\left(I_{(i-1)}\right)$ – значение функции распределения (интегральной функции) соответственно в конце i-го и $(i-1)$-го интервалов; $m_{\text{Т}i} = \left[F(I_i) - F(I_{i-1})\right]N$ – теоретическая частота в i-м интервале статистического ряда.

Применение χ^2-критерия не требует априорного (доопытного) знания параметров закона распределения и характеризуется сравнительно малой вероятностью принять ошибочную гипотезу (совершить ошибку 2-го рода). Однако достоверность заключения существенно снижается при малых объемах выборок. Условиями применения критерия является выполнение требований

$$m_{\text{Т}i} \ge 3 \ldots 5; \;\; n \approx \sqrt{N}$$

При невыполнении первого из условий смежные интервалы объединяются.

Критерий Мизеса–Крамера–Смирнова вычисляют по зависимости

$$\omega^2 = \frac{1}{12N^2} + \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left[F(I_i) - \frac{2i-1}{2N}\right]^2, \tag{2.29}$$

где $F(I_i)$ – значение функции распределения, соответствующее i-му наблюдению вариационного ряда (из таблиц приложения Д или Ж); $\frac{2i-1}{2N}$ – величина, равная накопленной опытной вероятности в i-м наблюдении вариационного ряда.

Критерий ω^2 позволяет более полно, чем критерии λ и χ^2, учесть накопленную информацию, обладает относительно большей мощностью и в ряде случаев отклоняет гипотезы, принятые по другим критериям. Поскольку критерий ω^2 использует более полную информацию (все N наблюдений), он может применяться при относительно малом числе испытаний.

Рассмотрим порядок проверки сходимости опытного и теоретического распределений по критерию Пирсона с учетом условий его применимости на конкретном примере.

Пусть значение критерия, вычисленное по зависимости (2.28) для НЗР ${\chi_{\text{оп}}}^2 = 4{,}15$, а для ЗРВ ${\chi_{\text{оп}}}^2 = 7{,}29$; число степеней свободы $k = n - (m+1) = 7 - (2+1) = 4$, где n – число интервалов статистического ряда, а m – число параметров ТЗР (для НЗР и ЗРВ m = 2); принятый уровень значимости (вероятность необоснованного отклонения гипотезы) $\alpha = 0{,}05$. Необходимо выбрать ТЗР, наиболее адекватный распределению статистической информации.

В условиях задачи по таблице В.2 приложения В при $\alpha = 0{,}05$ и $k = 4$ определяем критическое значение χ^2-критерия:

$$\chi^2(\alpha, k) = 9{,}49.$$

Сравниваем ${\chi_{\text{оп}}}^2$ с $\chi^2(\alpha, k)$. Так как в данном примере ${\chi_{\text{оп}}}^2 < \chi^2(\alpha, k)$ для обоих законов, то делаем заключение о том, что выдвинутая гипотеза о сходимости опытного с обоими теоретическими распределениями с вероятностью 1-α =1-0,05=0,95 не отвергается.

Для принятия окончательного решения определим *вероятность подтверждения* проверяемых ТЗР. Для этого опять используем таблицу В.2 приложения В. Только входами в нее теперь будут число степеней свободы $k = 4$ и вычисленные значения χ^2-критерия для обоих законов. Войдя в таблицу по этим значениям, с учетом интерполяции определяем, что вероятность подтверждения выдвинутой гипотезы о НЗР в данном примере P = 39,6 %, а для ЗРВ P = 12,7 %.

Используя данные табл. 2.2, строят графики теоретических вероятностей $p(t_{ci})$ и функции распределения $F(t)$ того закона распределения, вероятность подтверждения которого выше. Первый строится на графике полигона (рис. 2.2), второй – на графике накопленных опытных вероятностей (рис. 2.3) с соблюдением соответствующих правил за исключением того, что точки этих графиков соединяются между собой плавной кривой линией.

Общее решающее правило: если одновременно проверяются две и более гипотезы, то предпочтение отдается тому ТЗР, вероятность подтверждения которого выше.

Следовательно, в этой ситуации принимается гипотеза о том, что анализируемая статистическая информация с достаточной степенью достоверности подчиняется нормальному закону распределения.

Какое значение вероятности подтверждения следует считать минимально допустимым? Большинство авторитетных источников называют минимально допустимым значение, $P_{\text{доп}}$ = 30 %, хотя некоторые авторы (Артемьев Ю.Н., Курчаткин В.В.) считают достаточным 10 %.

В условиях возникшего разночтения сформулируем правило:

1. За допустимый уровень вероятности подтверждения гипотезы принимается $P_{\text{доп}}$ = 30 %.

2. Если условие $P \geq P_{\text{доп}}$ не выполняется, необходимо проверить качество группирования исходных данных вариационного ряда.

С этой целью следует:

– составить несколько вариантов статистического ряда, меняя длину и число интервалов n при соблюдении требования $n = 6...15$. При этом допускается выбирать неравные друг другу интервалы, увеличивая их число, особенно в местах уплотнения наблюдений;

– для каждого статистического ряда построить гистограмму статистической плотности распределения, вычисленной по зависимости (2.9);

– из анализируемых гистограмм выбрать ту, которая характеризуется наименьшим числом инверсий (изменений знака приращения высоты прямоугольников гистограммы);

– для выбранного статистического ряда произвести вычисления по п. 2.6.2 и 2.6.3.

3. Если условие $P \geq$ ($P_{\text{доп}}$ = 30 %) не выполняется, снизить допустимое значение вероятности подтверждения гипотезы до 10 %.

4. Если условие $P \geq$ ($P_{\text{доп}}$ = 10 %) не выполняется, то гипотезу следует отвергнуть как неправдоподобную.

Рассуждая аналогично, можно провести проверку гипотезы о сходимости распределений по критерию Колмогорова или Мизеса–Крамера–Смирнова. При этом необходимо использовать соответствующие таблицы в [1, 2].

2.7. Интервальная оценка показателей надежности

В п. 2.3 были получены оценки числовых характеристик выборочной совокупности наблюдений – среднее значение $\bar{I}$ и среднеквадратическое отклонение показателя надежности $\bar{\sigma}_I$. Можно ли утверждать, что $\bar{I} = m_I$, где m_I – это математическое ожидание СВ, являющееся истинным средним значением показателя надежности? Нет, т.к. оценка среднего значения $\bar{I}$ определена по выборке из генеральной совокупности. Поскольку выборка случайна, то и оценка среднего значения $\bar{I}$ в известной мере также носит случайный характер (рис. 2.4).

Следовательно, при использовании величины $\bar{I}$ вместо m_I мы будем совершать некоторую ошибку. Необходимо определить величину этой ошибки при заданной степени уверенности в том, что она не выйдет за известные пределы.

При решении этой задачи используют *доверительный интервал*, характеризующий точность оценки, и *доверительную вероятность*, соответствующую, как правило, заданной достоверности.

Таким образом, формулировка задачи интервального оценивания показателей надежности следующая:

требуется оценить, в интервал какой длины I_β с заданной доверительной вероятностью β попадает неизвестное значение m_I, если известна его оценка $\bar{I}$. Границы интервала обозначаются: I_{β_1} – нижняя граница; I_{β_2} – верхняя граница. Значения β_1 и β_2 определяются по вероятности β.

Решение задачи:

Из теории вероятностей известно, что вероятность β попадания любой СВ $\boldsymbol{I}$ с плотностью распределения $f(I)$ в заданный интервал (в данном случае I_{β_1}; I_{β_2}) вычисляется по формуле:

$$\beta = \mathrm{P}\left(I_{\beta_1} < I < I_{\beta_2}\right) = \int_{I_{\beta_2}}^{I_{\beta_1}} f(I)\mathrm{dI}. \tag{2.30}$$

Зависимость (2.30) позволяет решать и обратную задачу: задаваясь доверительной вероятностью β (при исследовании надежности с.-х. техники $\beta = 0{,}80...0{,}90$) при известном законе распределения найти границы, а следовательно, и длину интервала, т.е. определить точность оценки при заданной доверительной вероятности β.

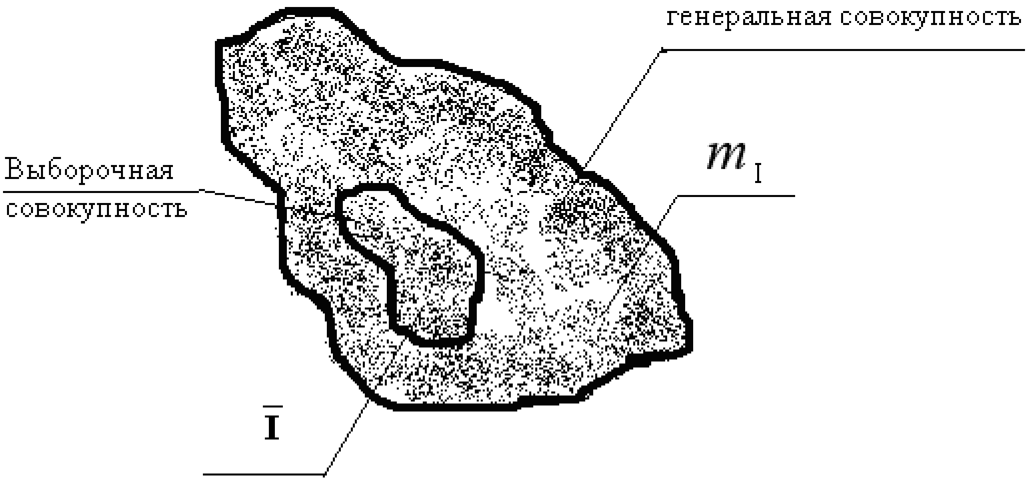


Рисунок 2. 4 – Генеральная и выборочная совокупности наблюдений

Очевидно, чем меньше этот интервал при одном и том же значении β, тем оценка точнее.

Заметим, что зависимость (2.30) содержит две неизвестных величины – нижнюю и верхнюю границы доверительного интервала. В этой связи преобразуем ее к виду

$$\beta = \mathrm{P}\left(I_{\beta_1} < I < I_{\beta_2}\right) = \int_{I_{\beta_1}}^{\infty} f(I)\mathrm{dI} - \int_{I_{\beta_2}}^{\infty} f(I)\mathrm{dI} = \beta_1 - \beta_2. \tag{2.31}$$

Отсюда $$\beta_1 = P\left(I > I_{\beta_1}\right) = \int\limits_{I_{\beta_1}}^{\infty} f(I)\mathrm{dI}, \qquad (2.32)$$

$$\beta_2 = P\left(I > I_{\beta_2}\right) = \int\limits_{I_{\beta_2}}^{\infty} f(I)\mathrm{dI}.$$

Геометрическая интерпретация зависимостей (2.32) представлена на рисунке 2.5.

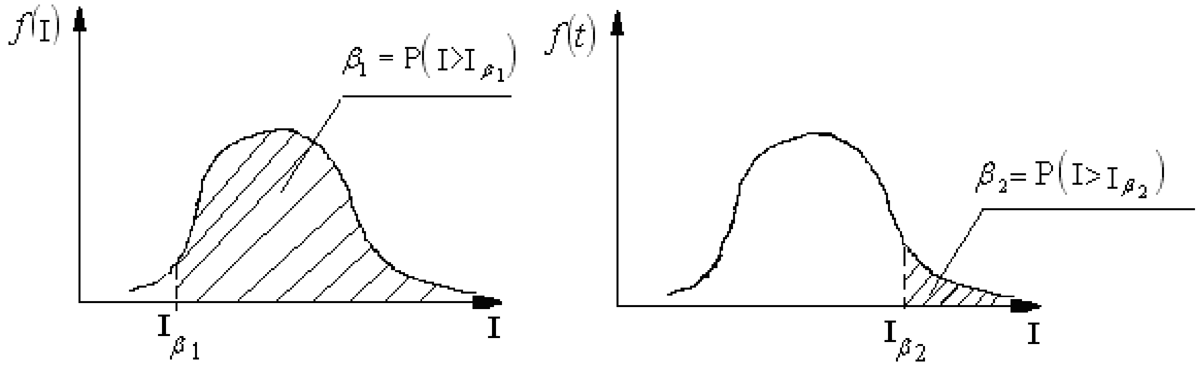


Рисунок 2.5 – Геометрическая интерпретация границ доверительного интервала

Из зависимостей (2.31), (2.32) и рис. 2.5 очевидно, что вероятность β_1 должна быть большой (это желательный исход), а β_2 – маленькой (нежелательный исход). Обычно задаются симметричными их значениями:

$$\beta_1 = \frac{1+\beta}{2}; \qquad \beta_2 = \frac{1-\beta}{2}. \qquad (2.33)$$

Таким образом, зная закон распределения СВ и задавшись значением β, решают уравнения (2.32) относительно I_{β_1} и I_{β_2} и определяют границы и длину доверительного интервала:

$$\mathrm{I}_\beta = I_{\beta_2} - I_{\beta_1}.$$

Другими словами, определяют точность оценки показателей надежности с требуемой (заданной) доверительной вероятностью. Конкретный вид зависимостей (2.32) определяется видом ТЗР случайной величины.

Нормальный закон распределения

В условиях решаемой задачи случайной величиной является оценка среднего значения показателя надежности $\bar{I}$ с плотностью распределения

$$f\left(\bar{I}\right) = \frac{1}{\sigma_{\bar{I}}\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\left(\bar{I} - m_I\right)^2}{2\sigma_{\bar{I}}^2}\right], \qquad (2.34)$$

где $\sigma_{\bar{I}} = \dfrac{\sigma_I}{\sqrt{N}}$ – среднеквадратическое отклонение оценки среднего значения износа деталей $\bar{I}$; σ_I – среднеквадратическое отклонение износа деталей I, вычисленное по генеральной совокупности.

Для упрощения зависимости (2.34) введем переменную

$$z = \frac{\left(\bar{I} - m_I\right)\sqrt{N}}{\sigma_I}. \qquad (2.35)$$

Тогда $$f\left(\bar{I}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{z^2}{2}\right]. \qquad (2.36)$$

При этом зависимости (2.32) получат вид:

$$\left.\begin{aligned} \beta_1 = P\left(z > z_1\right) = \int_{z_1}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} \mathrm{d}z = 0{,}5 - \Phi\left(z_1\right) \\ \beta_2 = P\left(z > z_2\right) = \int_{z_2}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} \mathrm{d}z = 0{,}5 - \Phi\left(z_2\right) \end{aligned}\right\}, \qquad (2.37)$$

где z_1 и z_2 – соответственно нижняя и верхняя границы доверительного интервала.

Учитывая, что $z_1 < z < z_2$ и (2.35), определяем границы доверительного интервала при заданном значении β:

$$z_1 < \frac{\left(\bar{I} - m_I\right)\sqrt{N}}{\sigma_I} < z_2 .$$

Отсюда получаем окончательное выражение:

$$\left(\bar{I} + z_1 \frac{\sigma_I}{\sqrt{N}}\right) < m_I < \left(\bar{I} + z_2 \frac{\sigma_I}{\sqrt{N}}\right). \qquad (2.38)$$

Квантили z_1 и z_2 определим по функции Лапласа, значения которой вычислим, используя зависимости (2.37):

$$\Phi\left(z_1\right) = 0{,}5 - \beta_1 = 0{,}5 - \frac{1+\beta}{2} = -\frac{\beta}{2};$$

$$\Phi\left(z_2\right) = 0{,}5 - \beta_2 = 0{,}5 - \frac{1-\beta}{2} = \frac{\beta}{2}.$$

По вычисленным значениям $\Phi\left(z_1\right)$, $\Phi\left(z_2\right)$ входят в таблицу 1.1.2.6.2 [1] и определяют квантили z_1 и z_2.

При этом учитывают, что

$$-\Phi\left(z\right) = \Phi\left(-z\right).$$

Выражение (2.38) можно использовать только при известном значении σ_I. Однако на практике оно чаще всего неизвестно, *поэтому вместо* σ_I *используется его приближенная оценка* $\bar{\sigma}_I$, вычисленная по выборочной совокупности наблюдений (см. п. 2.3).

В этом случае доверительные границы определяют по формуле

$$\left(\bar{I} - t_\beta \frac{\bar{\sigma}_I}{\sqrt{N}}\right) < m_I < \left(\bar{I} + t_\beta \frac{\bar{\sigma}_I}{\sqrt{N}}\right), \tag{2.39}$$

где $t_\beta = f(\beta, N)$ – коэффициент Стьюдента (таблица В.3 приложения В), увеличивающий на некоторую величину длину доверительного интервала с учетом приближенной оценки $\sigma_{\bar{I}} \approx \bar{\sigma}_I / \sqrt{N}$.

Результат, полученный по зависимостям (2.38), (2.39), трактуется следующим образом: с вероятностью β можно утверждать, что истинное неизвестное нам среднее значение среднего значения износа находится в пределах…

Очевидно, чем меньше длина интервала при одном и том же значении β, тем выше точность оценки показателя.

Закон распределения Вейбулла

Зависимости для определения границ доверительного интервала в условиях распределения Вейбулла дадим без вывода.

По аналогии с зависимостями (2.38) и (2.39) можно записать, что с вероятностью β

$$I_{\beta 1} < m_I < I_{\beta 2}. \tag{2.40}$$

Нижняя граница доверительного интервала определяется по формуле

$$I_{\beta_1} = \left(\bar{I} - I_{\text{см}}\right)\sqrt[b]{r_3} + I_{\text{см}}. \tag{2.41}$$

Верхняя граница по формуле

$$I_{\beta_2} = \left(\bar{I} - I_{\text{см}}\right)\sqrt[b]{r_1} + I_{\text{см}}, \tag{2.42}$$

где $r_3, r_1 = f(\beta, N)$ – коэффициенты распределения Вейбулла, выбираются из таблицы В.3 приложения В; b – параметр распределения; $I_{\text{см}}$ – смещение начала рассеивания.

Результат, полученный по зависимостям (2.40), (2.41), (2.42), трактуется аналогично вышеприведенному для нормального закона распределения.

2.8. Определение относительной ошибки переноса

Установленная в п. 2.7 интервальная оценка среднего значения износа, характеризующая ее абсолютную точность, выражена в тех же единицах измерения, что и сам показатель. Именно этим она (оценка) неудобна, т.к. зависит не только от величины самой ошибки, но и от абсолютной величины оцениваемого показателя. В этой связи более правильно характеризовать точность оценки показателя износа относительной ошибкой, которая позволяет корректно сравнивать детали, в том числе и по разнородным показателям. Эту ошибку называют относительной ошибкой переноса опытных значений показателя, полученных по выборке, на всю генеральную совокупность деталей.

Относительную ошибку переноса в соответствии с Государственным стандартом определяют для односторонней доверительной вероятности β_0 по уравнению

$$\delta = \frac{I_{\beta_0} - \bar{I}}{\bar{I}} \cdot 100\,\%, \tag{2.43}$$

где I_{β_0} – верхняя граница изменения среднего значения износа, установленная с доверительной вероятностью β_0, вычисленному по формуле

$$\beta_0 = P\left(\bar{I} < I_{\beta_0}\right) = \int_0^{I_{\beta_0}} f\left(\bar{I}\right) d\bar{I}\,; \tag{2.44}$$

$\bar{I}$ – оценка среднего значения износа деталей;

Установим связь β_0 с вероятностями β_2 и β.

Сопоставляя зависимости (2.32), (2.44) и рисунок 2.5, можно записать, что $\beta_0 = 1 - \beta_2$. Так как $\beta_2 = (1-\beta)/2$, то $\beta_0 = (1+\beta)/2$. Из вышеприведенного следует, что при значениях $\beta = 0{,}80 \ldots 0{,}90$ односторонняя доверительная вероятность β_0 изменяется в пределах $\beta = 0{,}90 \ldots 0{,}95$

Таким образом, значение I_{β_0}, являющееся функцией β_0 и N, так же, как и I_β определяется по таблице В.3 приложения В.

Максимально допустимая ошибка переноса ограничивается величиной 20 %, т.е. $\delta_{\text{доп}} = 20\%$ [11].

В заключение следует заметить, что зависимость (2.43) справедлива для всех случаев, кроме одного. В процессе планирования испытаний или планирования подконтрольной эксплуатации объектов для решения задачи определения требуемого числа наблюдений N необходимо использовать зависимость

$$\varepsilon = \frac{t_{\beta_0} - \bar{t}}{\bar{t} - t_{\text{см}}} 100\%\,, \tag{2.45}$$

в которой учитывается изменение среднего значения износа деталей только в зоне рассеивания, исключая ее сдвиг.

Раздел 3. РАЗРАБОТКА ТЕХНОЛОГИИ ВОССТАНОВЛЕНИЯ ДЕТАЛИ

2.1 Анализ и выбор способов восстановления детали

2.2 Обоснование схемы маршрутного технологического процесса восстановления изношенной детали

2.3. Разработка технологического процесса восстановления детали (разработка маршрутной технологии, нормирование операций, оформление технологических документов).

Рекомендации по выполнению 3-го раздела см. в книге: ***Буйлов В. Н.,Сафонов В. В., Люляков И. В.*** **Курсовое проектирование по ремонту машин, механизмов и оборудования: Учебное пособие / ФГОУ ВПО «Саратовский ГАУ». – Саратов, 2006 – 82 с.**

Раздел 4. ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ ПО УСЕЧЕННОЙ И МНОГОКРАТНО УСЕЧЕННОЙ ИНФОРМАЦИИ

Приведенный в разделе 2 метод анализа износов можно использовать лишь при обработке так называемой полной информации. В других случаях (при наличии усеченной и многократно усеченной информации) следует применять графические методы как менее трудоемкие, более простые и, вместе с тем, обеспечивающие достаточную точность результатов.

4.1. Сущность графических методов обработки информации о надежности машин

В основе применения графических методов лежит идея преобразования интегральных функций распределения, имеющих криволинейный характер, к виду прямых линий с последующим выбором наиболее адекватного закона распределения и графическим определением его параметров.

Следует иметь в виду, что при выборе класса исходных теоретических законов распределения особых трудностей, как правило, не возникает. Это обусловлено тем, что для большинства показателей надежности машин определенного типа не только априорно известен закон их распределения, но даже границы, в которых колеблется величина коэффициента вариации. Так, применительно к ресурсам (доремонтным и межремонтным) деталей, узлов и агрегатов машин и оборудования агропромышленного комплекса [3] достаточной степенью адекватности обладает нормальный закон распределения, если коэффициент вариации ресурса ν находится в пределах $\nu \le 0{,}30$, или закон распределения Вейбулла при $\nu \ge 0{,}50$.

Сущность графических методов заключается в следующем:

– для предполагаемых законов распределения подбираются такие преобразования координат функции распределения

$$F(t) \to y = f\left[F(t)\right] \text{ и } t \to x = \varphi(t),$$

чтобы их графики приняли вид прямых линий;

– используя проведенные преобразования, по исходным данным о наработке, ресурсе и т.п. вычисляются координаты опытных точек x_i и y_i, которые для каждого предполагаемого закона наносятся в соответствующем масштабе на плоскость $y0x$;

– нанесенные для каждого закона точки аппроксимируют соответствующей прямой линией. Прямую проводят так, чтобы точки отклонялись от нее как можно меньше. Аппроксимацию осуществляют визуально или с помощью метода наименьших квадратов;

– проводится графическая проверка согласия опытных распределений с теоретическими. Если точки незначительно отклоняются от прямой, то опытные данные не противоречат предполагаемому закону распределения. Из проверяемых законов выбирается тот, для которого $\sum\left|\Delta y_i\right|$ меньше. Здесь Δy_i – отклонение i-й опытной точки информации от прямой по оси y;

– оценка параметров выбранного закона распределения проводится по углу наклона прямой и по отрезку, отсекаемому ею на оси абсцисс x с учетом масштаба.

4.2. Преобразование координат, линеаризующих функцию распределения

Для закона распределения Вейбулла

Известно, что функция распределения Вейбулла имеет вид:

$$F(t)=\sum_{1}^{i}P_i=1-e^{-\left(\frac{t_i-t_{\text{см}}}{a}\right)^b}.$$

Отсюда после несложных преобразований следует, что

$$\frac{1}{1-\sum_{1}^{i}P_i}=e^{\left(\frac{t_1-t_{\text{см}}}{a}\right)^b}.$$

Дважды логарифмируя, получим

$$\ln\ln\frac{1}{1-\sum_{1}^{i}P_i}=b\ln(t_i-t_{\text{см}})-b\ln a.$$

Введем обозначения $\begin{cases} y_i=\ln\ln\dfrac{1}{1-\sum\limits_{1}^{i}P_i} \\ x_i=\ln(t_i-t_{CM}); \quad c=-b\ln a \end{cases}$. (4.1)

Тогда $y=bx+c$ – уравнение прямой линии, что и требовалось получить.

Проведем замену координат – вместо переменной t, измеряемой в мото.-часах, выбираем координату x, которая должна измеряться в единицах длины, мм. С этой целью выберем соответствующий масштаб M_x. Тогда

$$x_i=M_x\ln(t_i-t_{\text{см}}). \tag{4.2}$$

Вместо $F(t)$ выберем координату y с учетом масштаба M_y.

Тогда $$y_i=M_y\ln\ln\frac{1}{1-\sum\limits_{1}^{i}p_i}\text{, мм.} \tag{4.3}$$

Масштабы M_x и M_y будут определены ниже.

Учитывая, что при $\sum\limits_{1}^{i}p_i=0$ и $\sum\limits_{1}^{i}p_i=1$ выражение (4.1) теряет смысл, принимаем

$$F_{\min}(t)=0{,}01\text{, при этом } y_{\min}=-4{,}60;$$

$$F_{\max}(t)=0{,}99\text{, при этом } y_{\max}=1{,}53;$$

Из зависимости (4.1) следует, что

при $\sum\limits_{1}^{i}p_i\approx 0{,}63$ $y=0$; при $\sum\limits_{1}^{i}p_i<0{,}63$ $y<0$, а при $\sum\limits_{1}^{i}p_i>0{,}63$ $y>0$.

Это обстоятельство требует построения на плоскости $y_{\min}0x$ дополнительной оси y = 0, от которой необходимо откладывать отрицательные и положительные координаты точек y_i .

Для исключения отрицательных значений координат точек по y и повышения удобства работы, а также с учетом того, что $F_{\min}(t) = 0{,}01$, соотношение (3.3) преобразуем к виду

$$y_i = M_y\left(4{,}60 + \ln\ln\frac{1}{1-\sum\limits_1^i p_i}\right), \text{ мм.} \tag{4.4}$$

Таким образом, используя стандартную (обычную) плоскость координат $y0x$, координаты точек для нанесения на нее вычисляют с использованием соотношений (4.2) и (4.4).

Для нормального закона распределения

Известно, что функция нормального распределения имеет вид:

$$F(t) = \sum_1^i p_i = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\int_0^t e^{-\frac{(t-m_t)^2}{2\sigma^2}}\,\mathrm{d}t.$$

Введем переменную $z = \dfrac{t - m_t}{\sigma}$. (4.5)

Получим центрированную и нормированную функцию распределения:

$F_0(z) = \dfrac{1}{\sqrt{2\pi}}\displaystyle\int_{-\infty}^{z} e^{-\frac{z^2}{2}}\,\mathrm{d}z$, значение которой табулировано.

При $z > 0$ $F(t) = F_0(z)$; при $z < 0$ $F(t) = 1 - F_0(z)$.

Из (4.5) следует, что z линейно зависит от t, а само значение z может быть определено по табулированной функции $F_0(z) = \sum\limits_1^i p_i$, т. е.

$$z = f\left[F_0(z)\right] = f\left[F(t)\right] = f\left(\sum_1^i p_i\right).$$

Поэтому в качестве оси x выбираем переменную t, которую преобразуем в линейные размеры через масштаб M_x , т. е.

$$x_i = M_x t_i, \text{ мм.} \tag{4.6}$$

В качестве оси y выбираем переменную z, которую преобразуем в линейные размеры через масштаб M_y , т. е.

$$y_i = M_y z\left(\sum_1^i p_i\right), \text{ мм.} \tag{4.7}$$

Масштабы M_x и M_y будут определены ниже.

Учитывая, что при $\sum_1^i p_i = 0$ и $\sum_1^i p_i = 1$ выражение (4.7) теряет смысл, принимаем:

$$F_{\min}(t) = 0{,}01, \text{ при этом } y_{\min} = -2{,}33;$$

$$F_{\max}(t) = 0{,}99, \text{ при этом } y_{\max} = 2{,}33.$$

Кроме того, следует учесть, что при $\sum_1^i p_i = 0 \quad z = 0$;

при $\sum_1^i p_i > 0{,}5 \quad z > 0$; при $\sum_1^i p_i < 0{,}5 \quad z < 0$.

По аналогии с предыдущим для исключения отрицательных значений координат точек по оси y и с учетом того, что $F_{\min}(t) = 0{,}01$, зависимость (4.7) преобразуем к следующему виду:

$$y_i = M_y\left[2{,}33 + z\left(\sum_1^i p_i\right)\right], \text{ мм.} \tag{4.8}$$

Таким образом, координаты точек (x_i; y_i), наносимых на плоскость координат $y0x$, вычисляются по зависимостям (4.6) и (4.8).

4.3. Методика определения показателей надежности графическим методом

Основное содержание методики представлено в таблице 4.1. С целью повышения конкретности и наглядности она раскрыта на примере определения показателей долговечности (среднего и гамма-процентного ресурсов) по многократно усеченной информации о ресурсах испытываемых (подконтрольных) машин.

В соответствии с проведённым выше анализом (см.п.п. 4.1) в качестве предполагаемых законов распределения ресурсов машин вполне обоснованно выбраны нормальный закон и закон распределения Вейбулла.

Заметим, что многократно усеченная информация включает в себя не только ресурсы машин, достигших предельного состояния (ПрС), но и ресурсы машин, наблюдение за которыми было приостановлено по тем или иным хозяйственным причинам. С целью более точного и объективного определения показателей долговечности эти ресурсы также должны быть учтены, что и осуществляется в рамках пунктов 1–3 предложенной методики.

В пунктах 9–11 с методических позиций графики интегральных функций распределения построены на двух плоскостях координат. При расчетах, в том числе при выполнении курсовой проекта графики выполняются на одном рисунке на миллиметровой бумаге формата А4.

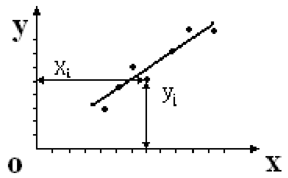
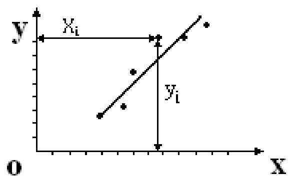
Таблица 4.1 – Методика определения показателей долговечности по многократно усеченной информации о ресурсах машин

Основные положения методики	Закон распределения Вейбулла	Нормальный закон распределения
1	2	3
1. Анализ исходной информации и составление вариационного ряда ресурсов	Упорядочение значений ресурсов по возрастанию (не убыванию), включая ресурсы приостановленных машин. Например, $t_1^{о} \le t_2^{пр} \le t_3^{о} \le t_4^{о} \le \ldots \le t_i^{пр} \le \ldots \le t_{N-1}^{пр} \le t_N^{о}$, где $t_i^{о}$ – ресурс i-й машины, достигшей предельного состояния; $t_i^{пр}$ – ресурс i-й приостановленной машины	
2. Вычисление условных порядковых номеров машин, достигших предельного состояния	$$N_i^0 = N_{i-1}^0 + \frac{N+1-N_{i-1}^0}{N+1-N_0-N_{пр}},$$ где N_i^0, N_{i-1}^0 – соответственно условные порядковые номера i -й и предыдущей (i -1)-й машин, достигших предельного состояния (эти номера могут принимать как целые, так и дробные значения); $N_0, N_{пр}$ – соответственно число машин, достигших предельного состояния и число приостановленных машин до рассматриваемой i -й машины; N – общее число машин (с учетом приостановленных) $N = N_o + N_{пр}$	
3. Вычисление накопленных опытных вероятностей достижения предельного состояния	$$\sum_1^i p_i = \frac{N_i^0}{N+1}, \quad i = 1,\ldots,N_1,$$ где N_1 – число машин, достигших предельного состояния	
4. Вычисление смещения зоны рассеивания	$$t_{см} = t_1 - \frac{t_3 - t_1}{N_3^0 - N_1^0},$$ где t_1 и t_3 – значения ресурсов машин, достигших *предельного состояния*, из вариационного ряда	Не вычисляется

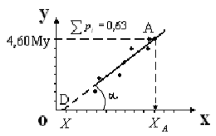
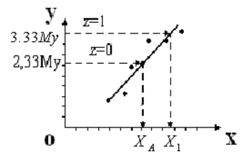
Продолжение табл. 4.1

1	2	3
5. Выбор 5…7 значений межремонтных ресурсов машин, достигших предельного состояния	1. Так как распределение случайной величины на «хвостах» подвержено большим искажениям, значения рекомендуется выбирать так, чтобы накопленная вероятность первой отобранной точки находилась в пределах 0,10…0,15, а последней 0,85…0,95. 2. Разность между значениями отобранных смежных ресурсов должна быть примерно одинаковой.	
6. Задаются значениями длины L = 180…210 мм и высоты H = 110…140 мм осей координат и вычисляют масштабы по осям *x* и *y*. Полученные значения масштабов M_x и M_y округляют в меньшую сторону	$M_x = \frac{L}{\ln(t_{\max} - t_{\text{см}})}$; $M_y = \frac{H}{y_{\max} - y_{\min}} = \frac{H}{1{,}53 - (-4{,}60)} = \frac{H}{6{,}13}$	$M_x = \frac{L}{t_{\max}}$; $M_y = \frac{H}{y_{\max} - y_{\min}} = \frac{H}{2{,}33 - (-2{,}33)} = \frac{H}{4{,}66}$
7. Вычисляют координаты x_i и y_i в мм по зависимостям с точностью до 0.5 мм	$x_i = M_x \ln(t_i - t_{\text{см}})$, $y_i = M_y \left(4{,}60 + \ln\ln \frac{1}{1 - \sum_1^i p_i}\right)$	$x_i = M_x t_i$, $y_i = M_y \left[2{,}33 + z\left(\sum_1^i p_i\right)\right]$, где $z\left(\sum_1^i p_i\right)$ – квантиль нормального закона распределения, который табулирован для $\sum_1^i p_i \geq 0{,}5$. Если $\sum_1^i p_i < 0{,}5$, то определяют значение $F(t) = 1 - \sum_1^i p_i$, по нему входят в таблицу К.1 приложения К, определяют *z* и берут его с отрицательным знаком. Например: $\sum_1^i p_i = 0{,}15.$ Тогда $F(t) = 1 - 0{,}15 = 0{,}85.$ По значению 0,85 из таблицы К.1 находим *z* = 1,036. Берем *z* = –1,036.

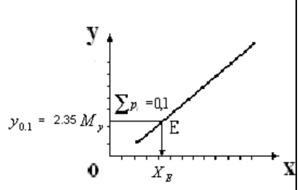
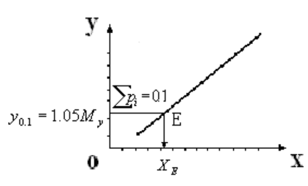
Продолжение табл.4.1

<table>
<tr><th>1</th><th>2</th><th>3</th></tr>
<tr><td>8. Выполненные расчеты сводят в таблицу</td><td colspan="2">Сводная таблица информации для построения интегральных прямых
<table>
<tr><td rowspan="2">Условный порядковый номер машины, достигшей П$_{р}$С</td><td rowspan="2">Значения ресурса машины, достигшей П$_{р}$С</td><td rowspan="2">Накопленная опытная вероятность достижения машиной П$_{р}$С</td><td colspan="2">ЗРВ</td><td colspan="2">НЗР</td></tr>
<tr><td>M_x=</td><td>M_y=</td><td>M_x=</td><td>M_y=</td></tr>
<tr><td>N_i^0</td><td>t_i , ед. ресурса</td><td>$\sum_{1}^{i} p_i$</td><td>x_i, мм</td><td>y_i, мм</td><td>x_i, мм</td><td>y_i, мм</td></tr>
<tr><td>N_1^0</td><td>t_1</td><td>p_1</td><td>x_1</td><td>y_1</td><td>x_1</td><td>y_1</td></tr>
<tr><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td></tr>
<tr><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td></tr>
<tr><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td></tr>
<tr><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td></tr>
<tr><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td></tr>
<tr><td>N_7^0</td><td>t_7</td><td>$\sum_{i=7}^{i} P_i$</td><td>x_7</td><td>y_7</td><td>x_7</td><td>y_7</td></tr>
</table>
</td></tr>
<tr><td rowspan="2">9. Наносят опытные точки (x_i; y_i) на плоскость координат уОх и аппроксимируют их прямой линией</td><td>
</td><td>
</td></tr>
<tr><td colspan="2">Если точки лежат вблизи прямой линии, гипотеза не отвергается.
Из двух законов распределения выбирают тот, опытные точки которого лежат ближе к прямой линии, то есть выбирается тот закон, для которого $\sum|\Delta y_i|$ меньше.</td></tr>
</table>

Продолжение табл.4.1

1	2	3
10. Определяют параметры закона распределения	Из таблицы Ж.1 интегральной функции Вейбулла (приложение Ж) видно, что $F\left(\frac{t_i - t_{\text{см}}}{a}; b\right) = 0{,}63$ при $\frac{t_i - t_{\text{см}}}{a} = 1$ и любом значении параметра *b*. Это возможно только при определенном значении $t_i = t_A$. Отсюда $t_A - t_{\text{см}} = a$. Учитывая, что $x_A = M_x \ln(t_A - t_{\text{см}})$, получим $x_A = M_x \ln a$. Используя определение логарифма, будем иметь $$a = e^{\frac{x_A}{M_x}},$$ где x_A – абсцисса точки *A*, мм. Найдем точку *A* на графике и ее проекцию x_A на ось *x*. Для этого проведем такую линию *y*, для которой $\sum_1^i p_i = 0{,}63$. Координату *y* этой линии получим из уравнения $y_i = M_y\left(4{,}60 + \ln\ln\frac{1}{1 - 0{,}63}\right) =$ $= 4{,}60 M_y$.  Точку *A* пересечения этой линии с графиком спроектируем на ось *x*. Получим x_A, что и требовалось выше.	При определении параметров нормального закона распределения будем исходить из того, что $z = \frac{t - m_t}{\sigma}$. Предположим, что $t = m_t$. Тогда $z = 0$. Построим на графике линию $z = 0$. Координату *y* этой линии получим из уравнения $y_i = M_y\left[2{,}33 + z\left(\sum_1^i p_i\right)\right] = 2{,}33 M_y$  Точку *A* пересечения этой линии с графиком спроектируем на ось *x*. Получим точку x_A, соответствующую значению m_t $$m_t = \frac{x_A}{M_x}.$$ Для отыскания значения параметра σ положим, что $z = 1$. Это возможно при определенном значении $t = t_1$. Тогда из $z = \frac{t_1 - m_t}{\sigma}$ получим $\sigma = t_1 - m_t$.

Продолжение табл.4.1

1	2	3
	Определим параметр b. Выше было показано, что $y = bx + c$. Следовательно, $b = tg\alpha = \frac{4{,}60M_y}{x_A - x_D} \cdot \frac{M_x}{M_y}$. Окончательно имеем $b = \frac{4{,}60M_x}{x_A - x_D}$	Найдем точку t_1 графически. Для этого на плоскости $y0x$ построим прямую z = 1. Координату y_1 этой линии получим из уравнения при z =1 $y_1 = M_y\left[2{,}33 + z\left(\sum_1^i p_i\right)\right] = 3{,}33M_y$ Точку пересечения линии y_1 с графиком спроектируем на ось x. Получим x_1, соответствующую точке t_1. Следовательно, $\sigma = \frac{x_1 - x_A}{M_x}$
11. Определяют показатели долговечности машин: средний и гамма - процентный ресурсы	Средний ресурс	
	$T_{\text{рмр}}^{\text{ср}} = aK_b + t_{\text{см}}$; $\sigma_t = aC_b$, где K_b и C_b определяются из таблицы Е.1 приложения Е по значению b	$T_{\text{рмр}}^{\text{ср}} = m_t$; $\sigma_t = \sigma$
	Гамма-процентный ($\gamma = 90\,\%$) ресурс	
	90 %-й межремонтный ресурс вычисляют с использованием абсциссы точки E пересечения интегральной прямой с горизонталью $\sum p_i = 0{,}1$, проведенной на расстоянии $y_{0,1} = M_y\left(4{,}60 + \ln\ln\frac{1}{1-0{,}1}\right) = 2.35M_y$  	90 %-й межремонтный ресурс соответствует абсциссе точки E пересечения интегральной прямой с горизонталью $\sum p_i = 0{,}1$, проведенной на расстоянии $y_{0,1} = M_y[2{,}33 + z(0{,}1)] = 1{,}05M_y$. 

Окончание табл. 4.1

	Так как $t_E = T_{\text{рмр}}^{(\gamma=0,9)} = e^{\frac{x_E}{M_x}} + t_{\text{см}}$, где x_E – абсцисса точки E, мм	Так как $x_E = M_x t_E$, то $t_E = T_{\text{рмр}}^{(\gamma=0,9)} = X_E / M_x$, где x_E – абсцисса точки Е, мм
12. Вычисляют интервальную оценку среднего ресурса с двухсторонней доверительной вероятностью β = 0,80…0,95	$T_{\text{рмр}}^{\text{В}} = (T_{\text{рмр}}^{\text{ср}} - t_{\text{см}})\sqrt[b]{r_1} + t_{\text{см}}$, $T_{\text{рмр}}^{\text{Н}} = (T_{\text{рмр}}^{\text{ср}} - t_{\text{см}})\sqrt[b]{r_3} + t_{\text{см}}$ Здесь $r_1, r_3 = f(N;\beta)$ – коэффициенты распределения Вейбулла из приложения В таблицы В.3; N – число испытуемых (подконтрольных) машин с учетом приостановленных; $T_{\text{рмр}}^{\text{В}}, T_{\text{рмр}}^{\text{Н}}$ – верхняя и нижняя границы доверительного интервала	$T_{\text{рмр}}^{\text{В}} = T_{\text{рмр}}^{\text{ср}} + t_\beta \frac{\sigma_t}{\sqrt{N}}$, $T_{\text{рмр}}^{\text{Н}} = T_{\text{рмр}}^{\text{ср}} - t_\beta \frac{\sigma_t}{\sqrt{N}}$. Здесь $t_\beta = f(N;\beta)$ – коэффициент Стьюдента из приложения В таблицы В.3; N – число испытуемых (подконтрольных) машин с учетом приостановленных
13. Определяют относительную ошибку переноса при односторонней доверительной вероятности $\beta_0 = (1+\beta)/2$	$\delta = \frac{T_{\text{рмр}}^{\text{В}} - T_{\text{рмр}}^{\text{ср}}}{T_{\text{рмр}}^{\text{ср}}}$	

Вычисленные таким образом показатели долговечности восстановленных деталей $T_{рмр}^{ср}$ и $T_{рмр}^{\gamma}$, являясь критериями надёжности, в то же время могут служить основой при определении уровня качества технологических процессов на конкретном предприятии технического сервиса.

Раздел 5. Анализ износа и проектирование технологии восстановления деталей сельскохозяйственных тракторов

5.1. Примерное содержание курсового проекта

Общая схема управления надёжностью на всех стадиях жизненного цикла машины может быть представлена в виде рис 5.1..

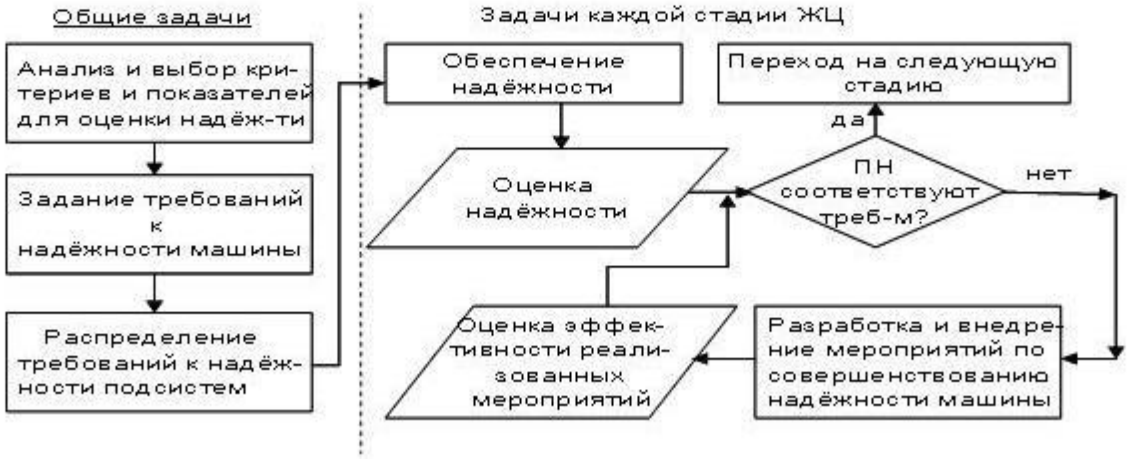


Рисунок 5.1. Общая схема управления надёжностью машин

Из представленной схемы следует, что общие задачи управления, как правило, решаются один раз на ранних стадиях существования машины, а остальные – на каждой стадии.

Рассмотрим стадии производства, эксплуатации и ремонта (ремонтного производства). В рамках основного производства обеспечение надёжности элементов машин осуществляется широким спектром технологических способов обработки исходных материалов, заготовок и деталей. Достигнутый при этом уровень надёжности проверяется (оценивается) в процессе периодических, типовых и приёмо-сдаточных испытаний в заданных условиях. При положительных результатах машина поступает в эксплуатацию, в процессе которой она подвергается длительному воздействию разнообразных эксплуатационных нагрузок и факторов окружающей среды, постепенно изнашиваясь и старея, и, в конечном итоге, переходит в предельное состояние. Из этого состояния есть два выхода – капитальный ремонт или списание. В первом случае (второй в данной ситуации нас не интересует) машина, как правило, полностью разбирается на элементы (детали), которые после мойки подвергаются дефектации. Если значения их параметров выходят за пределы допустимых и отсутствуют браковочные дефекты, детали направляются на восстановление, иначе признаются годными для дальнейшей эксплуатации. И хотя при дефектации деталей надёжность их в прямой постановке не оценивается, тем не менее, это происходит в рамках оценки параметров, запасы на износ которых и являются физической основой оперативных показателей надёжности типа наработка, ресурс и т.п. Следовательно, именно при дефектации деталей производится проверка и оценка их надёжности (блок *оценка надёжности*), заложенная на стадии основного производства. Если из общего числа деталей большая часть (более 75…80%) требует восстановления (*условный оператор на схеме*), технолог ремонтного производства обязан выбрать (разработать) такую технологию восстановления, которая обеспечит требуемую надёжность в следующем межремонтном периоде (блок *разработка и внедрение мероприятий*). Проверка качества восстановления (блок *оценка эффективности реализованных мероприятий*) осуществляется в соответствии со стандартами (ГОСТ 25836-83) один раз в 5 лет на подконтрольной выборке 20 тракторов путём обработки информации о значениях их ресурсов. Поскольку из всех восстановленных тракторов под контроль ставится только 20, причём часть из них может быть выведена из под контроля по различным хозяйственным причинам, то собранная информация является многократно усечённой и обрабатывается, как правило, графическими методами.

Исходя из вышеизложенного, вытекает примерное содержание курсового проекта:

Тема: Анализ износа и проектирование технологии восстановления деталей сельскохозяйственных тракторов

Курсовой проект состоит из расчетно-пояснительной записки и графического материала.

В расчетно-пояснительную записку объемом 35–40 страниц машинописного текста (кегль 12) включаются: титульный лист, задание на курсовой проект, содержание, а также:

Введение

1 Определение коэффициентов годности и восстановления деталей

1.1 Конструктивно-технологическая характеристика восстанавливаемой детали

1.2 Анализ условий эксплуатации и причин отказов анализируемой детали

1.3 Определение износа деталей, составление вариационного и статистического рядов износа

1.4 Определение числовых характеристик совокупности износов

1.5 Проверка однородности информации об износах

1.6 Графическое построение опытного распределения износов

1.7 Выравнивание опытной информации теоретическим законом распределения

1.8 Интервальная оценка числовых характеристик износов

1.9 Определение относительной ошибки переноса

1.10 Определение числа годных и требующих восстановления деталей

2 Разработка технологии восстановления детали

2.1 Анализ и выбор способов восстановления детали

2.2 Обоснование схемы маршрутного технологического процесса восстановления изношенной детали

2.3 Разработка технологического процесса восстановления детали (разработка маршрутной технологии, нормирование операций, оформление технологической документации)

2.4 Проектирование приспособления, обеспечивающего техпроцесс восстановления детали

3 Оценка качества восстановления деталей

3.1 Определение среднего и гамма - процентного межремонтных ресурсов восстановленных деталей

3.2 Определение качества восстановления деталей по среднему и гамма - процентному ресурсам

Заключение

Список литературы

Приложения :

Приложение А Эскиз анализируемой детали выполненный на карте эскизов;

Приложение Б Гистограмма опытных вероятностей износа деталей;

Приложение В Полигон распределения опытных вероятностей износа и график дифференциальной функции теоретического распределения износа деталей;

Приложение Г Графики накопленных опытных вероятностей износа и интегральная функция теоретического закона распределения износа деталей;

Приложение Д Графики законов распределения ресурса деталей (на миллиметровой бумаге);

Приложение Е Технологические документы на формализованных бланках;

Приложение Ж Спецификация к сборочному чертежу.

Графическая часть курсового проекта выполняется на трёх листах формата А1, где изображаются:

Лист 1

– таблица технических требований на дефектацию детали (поверхности);

– статистический ряд и теоретические распределения износа деталей;

– показатели износа деталей;

– полигон распределения опытных вероятностей износа и график дифференциальной функции теоретического распределения износа деталей;

–графики накопленных опытных вероятностей износа и интегральная функция теоретического закона распределения износа деталей;

– графики законов распределения ресурса деталей.

Лист 2

– ремонтный чертёж детали, выполненный на формате А2 или А3;

– комплект технологических документов (маршрутные (МК), операционные карты (ОК); карта технологического процесса дефектации (КТПД), ведомость оснастки (ВО) и т. п.).

Лист 3

– сборочный чертёж спроектированного приспособления;

– рабочие чертежи наиболее ответственных деталей приспособления.

5.2 Методика выполнения курсового проекта

Студенту выдается задание, в котором указываются:

– название детали и анализируемой поверхности и марка материала детали;

– значение размеров изношенных деталей;

– значения ресурсов восстановленных деталей, включая ресурсы приостановленных машин.

Пример задания

Вариант №1

Название детали поверхности: *Корпус коробки передач трактора* МТЗ-1221.2*; поверхность отверстия под гнездо подшипника промежуточного вала*

Материал, из которого изготовлена деталь: Ковкий чугун КЧ35-10

Размеры изношенных деталей, мм

110,197	**110,101**	**110,143**	**110,082**	**110,198**	**110,110**	**110,107**	**110,107**	**110,177**	**110,197**
110,139	**110,147**	**110,190**	**110,104**	**110,106**	**110,153**	**110,169**	**110,211**	**110,090**	**110,125**
110,160	**110,154**	**110,156**	**110,118**	**110,171**	**110,126**	**110,136**	**110,116**	**110,074**	**110,125**
110,063	**110,146**	**110,147**	**110,155**	**110,114**	**110,146**	**110,154**	**110,142**	**110,123**	**110,146**
110,149	**110,104**	**110,150**	**110,138**	**110,120**	**110,093**	**110,161**	**110,120**	**110,160**	**110,138**
110,134	**110,138**	**110,150**	**110,123**	**110,164**	**110,129**	**110,156**	**110,120**	**110,146**	**110,123**
110,117	**110,172**	**110,078**	**110,128**	**110,173**	**110,201**	**110,099**	**110,194**	**110,120**	**110,111**
110,173	**110,101**	**110,140**	**110,197**	**110,093**	**110,183**	**110,119**	**110,163**	**110,152**	**110,122**
110,180	**110,216**	**110,092**	**110,111**	**110,167**	**110,153**	**110,174**	**110,130**	**110,112**	**110,061**
110,154	**110,128**	**110,179**	**110,129**	**110,094**	**110,089**	**110,078**	**110,124**	**110,098**	**110,079**

Ресурсы восстановленных деталей, полученные при испытании подконтрольной группы машин, м-ч.

$\boldsymbol{N} = \mathbf{20},\ T_{исп} = 5000$

3867	**3762**	**3997**	**4851**	**3764**	**4739**	**4193**	**3115**	**4053**	**1722**
4664	**4474**	**2486**	**2937**	**4374**	**4006**	**4689**	**4715**	**3234**	**3132**

Согласно заданию необходимо произвести статистический анализ износов деталей, определив при этом коэффициенты их годности и восстановления, разработать технологический процесс, обеспечивающий их межремонтный ресурс, оценить качество восстановления деталей на данном ремонтном предприятии и, при необходимости разработать мероприятия по повышению качества их восстановления.

Эти задачи решаются в следующей последовательности:

а) получив задание, студент, руководствуясь ТТ на капитальный ремонт соответствующей машины, проводит выкопировку эскиза указанной детали и формирует (выписывает) технические требования на дефектацию заданной поверхности. При этом должны быть определены:

– конструктивные (номинальный, наибольший и наименьший предельные) размеры;

– допустимые размеры при сборке анализируемой детали (поверхности) с новыми и бывшими в эксплуатации сопряженными деталями.

Допустимым при ремонте размером называют такое его значение, при котором остаточный ресурс детали не меньше регламентированного межремонтного ресурса машины или агрегата.

Полученные результаты представляются в виде:

– эскиза детали на листе формата А4 (см. приложение А);

– таблицы технических требований на дефектацию детали;

Затем, исходя из материала детали и её эскиза, проводится конструктивно-технологический анализ. При этом даётся характеристика формы детали, в виде таблиц приводится химический состав, механические свойства материала, из которого она изготовлена, а также особенности технологических способов её обработки.

б) выполняется анализ значений и характера нагрузок, действующих на деталь в процессе эксплуатации, в том числе на указанную поверхность, температурные условия, виды трения. На этой основе определяются возможные виды изнашивания и выбирается ведущий вид. Определяются возможные последствия выхода детали из строя.

в) проводится анализ представленной в задании информации о размерах деталей, определяются их износы, составляется вариационный ряд износов.

С этой целью необходимо:

– составить таблицу размеров изношенных деталей (для отверстия по возрастанию, для вала – по убыванию значений размеров);

– вычислить износы деталей и составить их вариационный ряд в виде таблицы.

При вычислении износов принимается допущение о том, что в период приработки (обкатки) агрегата (машины) износ отверстия $I_{ПР}$ составляет:

износ отверстия $I_{ПР} = D_{КБ} - D_{Д}$,

износ вала: $I_{ПР} = d_{Д} - d_{КМ}$,

где $D_{\text{Д}}$, $d_{\text{Д}}$ – действительный размер отверстия (вала), полученный после их изготовления (восстановления); $D_{\text{КБ}}$ – наибольший конструктивный размер отверстия; $d_{\text{КМ}}$ – наименьший конструктивный размер вала;

С учётом принятого допущения износ *i*-й детали определяется по зависимости

$$\text{для отверстия } I_i = D_i - D_{\text{КБ}},$$

$$\text{для вала } I_i = d_{\text{КМ}} - d_i, \quad i = 1,\ldots,N;$$

где D_i, d_i – соответственно размеры изношенных отверстия и вала; N – число анализируемых деталей.

г) составление статистического ряда, определение числовых характеристик износов, проверка однородности информации, графическое построение опытного распределения износов, выравнивание опытной информации, интервальную оценку числовых характеристик износов и определение относительной ошибки переноса производится в соответствии с рекомендациями подразделов 2.2–2.8 данного пособия.

д) определение числа годных и требующих восстановления деталей производится в следующем порядке:

1) определяют допустимые износы анализируемых деталей при их сопряжении с новыми $I_{\text{ДН}}$ и бывшими в эксплуатации $I_{\text{ДЭ}}$ деталями:

$$\text{– для отверстия: } I_{\text{ДН}} = D_{\text{ДН}} - D_{\text{КБ}};\ I_{\text{ДЭ}} = D_{\text{ДЭ}} - D_{\text{КБ}};$$

$$\text{– для вала: } I_{\text{ДН}} = d_{\text{КМ}} - d_{\text{ДН}};\ I_{\text{ДЭ}} = d_{\text{КМ}} - d_{\text{ДЭ}};$$

где $D_{\text{ДН}}$, $d_{\text{ДН}}$ – допустимый размер анализируемых соответственно отверстия и вала при сопряжении их с новыми деталями; $D_{\text{ДЭ}}$, $d_{\text{ДЭ}}$ – допустимый размер анализируемых соответственно отверстия и вала при сопряжении их с деталями, бывшими в эксплуатации; $D_{\text{КБ}}$, $d_{\text{КМ}}$ – соответственно наибольший предельный размер отверстия и наименьший предельный размер вала;

2) вычисленное значение допустимого износа $I_{\text{ДН}}$ отверстия или вала отложить по оси абсцисс (см. рисунок 2.3). Из него восстановить перпендикуляр до пересечения с теоретической кривой износов $F(I)$. Полученную точку спроектировать на ось ординат и снять значение вероятности $p_{\text{ГН}}$ того, что детали окажутся годными (их восстановление не потребуется), при условии их сборки с новыми сопрягаемыми деталями. При этом число годных деталей $n_{\text{ГН}}$ может быть вычислено по зависимости

$$n_{\text{ГН}} = p_{\text{ГН}} N;$$

3) выполняя аналогичные графические построения для значения $I_{\text{ДЭ}}$, определяют число годных деталей при сопряжении их с деталями, бывшими в эксплуатации:

$$n_{\text{ГЭ}} = p_{\text{ГЭ}} N.$$

Следовательно, общее число годных деталей равно $n_{\text{ГН}}$ и только $n_{\text{ГЭ}}$ из них можно соединять с деталями, бывшими в эксплуатации;

4) число деталей, требующих восстановления $n_{\text{В}}$, определяется как

$$n_{\text{В}} = N - n_{\text{ГН}};$$

5) следует заметить, что большее практическое значение имеют не сами числа $n_{ГН}$, $n_{ГЭ}$, $n_{В}$, а соответствующие коэффициенты, значения которых определяются ниже.

Коэффициент годности анализируемых деталей:

$$K_{ГД} = P_{ГН}.$$

Коэффициент восстановления деталей:

$$K_{ВС} = 1 - P_{ГН}.$$

Значения вычисленных коэффициентов восстановления позволяют более обоснованно планировать производственную программу ремонтного предприятия по анализируемым деталям на предстоящие периоды;

е) разрабатывается технологический процесс восстановления детали в соответствии с рекомендациями [10].

ж) оценка качества ремонта машин и оборудования, в частности тракторов, осуществляется в соответствии с требованиями Государственных стандартов [6, 7]. При этом тракторы, выпускаемые из ремонта, подвергаются приемо-сдаточным, периодическим длительным и эксплуатационным (подконтрольная эксплуатация) испытаниям по ГОСТ 25836–83 [8]. Эксплуатационным испытаниям подвергают 20 отремонтированных головными предприятиями машин с периодичностью 2 раза в 5 лет. При этом регистрируются и определяются следующие показатели:

– ресурс трактора, прошедшего капитальный ремонт, и его составных частей;

– наработка на отказ, а также наработка на отказы I, II и III групп сложности двигателя, трансмиссии, несущей и ходовой систем;

– расход запасных частей с учетом ЗИП (номенклатура, количество, масса, стоимость) и др.

Определение среднего и 90-процентного межремонтного ресурсов осуществляется по многократно усеченной информации (из всех восстановленных деталей (машин) в подконтрольную выборку включаются 20, а за частью из них наблюдение может быть приостановлено по хозяйственным причинам различного характера) в соответствии с рекомендациями раздела 4 данного пособия. Информация о значениях ресурсов машин (деталей), полученная в результате подконтрольной эксплуатации, приведена в задании к курсовому проекту;

з) в основе оценки качества восстановления деталей (машин) лежит общий подход, заключающийся в сравнении характеристик восстановленных деталей с требуемыми (нормативными) их значениями.

В данном проекте такими сравниваемыми характеристиками являются средний и гамма-процентный ресурсы анализируемой детали. С целью обеспечения корректности получаемых сравнительных оценок необходимо учесть следующие обстоятельства:

– во-первых, в практике разработки подавляющего числа машин с.-х. назначения нормированию подлежат доремонтные средние и (или) гамма-процентные ресурсы, а по результатам испытаний (подконтрольной эксплуатации) отремонтированных машин (восстановленных деталей) определяются одноименные межремонтные показатели. Это требует введения коэффициента, характеризующего степень восстановления ресурса при капитальном ремонте машин. В соответствии с рекомендациями [7] нормативное значение этого коэффициента для тракторов должно быть не менее 0,80. Для данной работы примем $K_1 = 0{,}80$. Нормативные значения среднего и гамма-процентного доремонтных ресурсов устанавливаются индивидуально для каждого типа машин. В учебных целях примем, что нормативный средний доремонтный ресурс машин (деталей) равен 10000 м.-ч, а нормативный 90 %-й ресурс составляет 8800 м.-ч;

– в о - в т о р ы х , результаты сравнения показателей будут достаточно корректными при эксплуатации подконтрольных машин в примерно одинаковых условиях. Учет различия этих условий обеспечивается введением коэффициента, характеризующего особенности эксплуатации машин в соответствующей почвенно-климатической зоне. Для Поволжского региона $K_2 = 1$.

С учетом вышеизложенного качество восстановления деталей оценивают с использованием коэффициентов качества:

1) коэффициента качества восстановления деталей по среднему межремонтному ресурсу

$$K\left(T_{\text{рмр}}^{\text{ср}}\right) = \frac{T_{\text{рмр}}^{\text{ср}}}{T_{\text{рдр}}^{\text{норм}} K_1 K_2}, \tag{5.1}$$

где $T_{\text{рмр}}^{\text{ср}}$ – фактический средний межремонтный ресурс объекта, полученный в результате обработки информации; $T_{\text{рдр}}^{\text{норм}}$ – нормативная величина доремонтного среднего ресурса машины $T_{\text{рдр}}^{\text{норм}}$=10 000 м.-ч; K_1 – нормативный коэффициент, устанавливающий требуемую степень восстановления ресурса при капитальном ремонте объекта (K_1 = 0,80); K_2 – коэффициент, характеризующий условия эксплуатации в соответствующей почвенно-климатической зоне (для Поволжского региона K_2 = 1).

С учетом ошибки переноса $K\left(T_{\text{рмр}}^{\text{ср}}\right)' = K\left(T_{\text{рмр}}^{\text{ср}}\right)\cdot(1 \pm \delta)$;

2) коэффициента качества восстановления деталей по 90 %-му ресурсу

$$K\left(T_{\text{рмр}}^{\gamma=90\%}\right) = \frac{T_{\text{рмр}}^{\gamma=90\%}}{T_{\text{рдр}}^{\gamma\text{норм}} K_1 K_2}, \tag{.2}$$

где коэффициенты К₁ и К₂ имеют тот же смысл, что и в зависимости (5.1); $T_{\text{рдр}}^{\gamma\text{норм}}$ – нормативная величина доремонтного 90-процентного ресурса машины $T_{\text{рдр}}^{\gamma\text{норм}} = 8800$ м.-ч; $T_{\text{рмр}}^{\gamma=90\%}$ – фактическая величина 90%-го ресурса, полученная в результате обработки информации.

При низких значениях коэффициентов, вычисленных по зависимостям (5.1) и (5.2), необходимо выявить причины недостаточного уровня качества восстановления деталей на ремонтном предприятии [6] и разработать пути его повышения;

и) *во введении* обосновывается актуальность темы курсового проекта; приводятся краткая характеристика современного состояния вопросов, решаемых в проекте; краткое содержание его разделов; использованные при решении поставленных задач методы; объем расчетно-пояснительной записки, в том числе количество таблиц, графиков, рисунков.

В заключении работы дается обобщенная оценка полученных результатов и практические рекомендации по их применению, формулируются возможные направления дальнейших исследований.

Выполненный курсовой проект студент обязан сдать на проверку ведущему преподавателю в срок, установленный заданием!!! После проверки и устранения указанных преподавателем недостатков студент защищает курсовой проект.

Защита курсового проекта включает:

– доклад автора по существу выполненной работы продолжительностью 5…7 мин;

– ответы на вопросы членов комиссии кафедры по защите курсового проекта (6…8 вопросов).

Оценка курсового проекта выставляется по четырехбалльной шкале, исходя из: правильности проведенных расчетов и обоснованности сделанных выводов; содержания и качества доклада; степени овладения учебным материалом, продемонстрированной в ходе защиты курсового проекта; степени грамотности оформления расчетно-пояснительной записки и графических материалов, их соответствия требованиям ЕСКД.

5.3 Требования к оформлению курсового проекта

Расчетно-пояснительная записка (РПЗ) относится к документам, содержащим в основном сплошной текст, оформляется в соответствии с требованиями [9].

На листах РПЗ наносится рамка размером 185×255 мм. Первый лист введения, всех разделов и заключения выполняется с основной надписью по форме 2 (со штампом размером 40×185 мм), остальные листы – по форме 2а (со штампом 15×185 мм) по ГОСТ 2.104. Расстояние от рамки до границ текста в начале и конце строк не менее 3 мм; до нижней или верхней строки – не менее 10 мм.

Текст выполняется одним из способов:

– рукописным – чертежным шрифтом по ГОСТ 2.304 с высотой букв не менее 2,5 мм черными чернилами, тушью, либо пастой;

– с применением печатающих и графических устройств ЭВМ (ГОСТ 2.004).

Во втором случае соблюдать следующие требования:

1. Поля: левое – 30 мм, правое – 15, верхнее – 20, нижнее – 20 мм.
2. Основной текст – шрифт Times New Roman, кегль 14.
3. Заголовки – по центру, прописной полужирный шрифт Times New Roman, кегль 14.
4. Заголовок таблицы – по центру, строчный полужирный Times New Roman, кегль 12.
5. Раздел «Список литературы» – Times New Roman, кегль 12.
6. Текст таблицы – Times New Roman, кегль 12.
7. Интервал:

- между строками – 1,5;
- между заголовками и текстом – 1;
- внутри таблиц – 1.

8. Абзацный отступ – 1,25 см.
9. Выравнивание основного текста – по ширине. Переносы не допускаются.
10. Нумерация страниц – середина нижнего поля. Нумерация начинается со второй страницы.

Расчетно-пояснительная записка состоит из разделов и подразделов. Разделы (при отсутствии подразделов) и подразделы могут быть разбиты на пункты. Разделы и подразделы должны иметь заголовки. Пункты, как правило, заголовков не имеют.

Разделы нумеруются в пределах всей РПЗ арабскими цифрами. Номер подраздела состоит из номеров раздела и подраздела, разделенных точкой. Номер пункта раздела или подраздела включает в себя соответственно номер раздела и пункта или номер раздела, подраздела и пункта, разделенный точками. Пункты могут быть разбиты на подпункты. В конце номера раздела, подраздела, пункта и подпункта точка не ставится.

Внутри пунктов и подпунктов могут быть приведены и перечисления. Перед каждой позицией перечисления следует ставить тире или строчную букву, после которой ставится скобка. Для дальнейшей детализации перечислений используют арабские цифры, после которых ставится скобка.

П р и м е р :

а) ________________________________

б) ________________________________

1) ______________________________

2) ______________________________

в) ________________________________

Заголовок раздела пишется прописными буквами, а подраздела и пункта (если имеется) пишется с прописной буквы без точки в конце. Переносы слов в заголовках не допускаются.

Расстояние между заголовками и текстом 3–4 интервала (15 мм), между заголовками раздела и подраздела – 2 интервала (8 мм).

Каждый раздел РПЗ следует начинать с новой страницы.

После задания на курсовой проект в РПЗ помещают «Содержание», включающее в себя номера и наименование раздела, подразделов и пунктов, если они имеют заголовки, с указанием номеров страниц. Слово «Содержание» записывают симметрично тексту с прописной буквы. Наименования, включенные в содержание, записывают после номера строчными буквами, начиная с прописной.

В конце РПЗ (перед приложениями) приводится список литературы, использованной при ее написании. Литературные источники включаются в список в последовательности ссылок на них по тексту РПЗ. Ссылки на источники по тексту РПЗ даются в квадратных скобках, например, [4].

Нумерация страниц РПЗ и приложений, входящих в нее, должна быть сквозной. Соответствующие цифры проставляются в правом нижнем углу штампа.

Текст РПЗ должен быть кратким, четким и не допускать различных толкований. При изложении обязательных требований применяют слова «должен», «следует», «необходимо», «не допускается» и т.п. В других случаях используется повествовательная форма изложения, например, «применяют», «заказывают» и др.

Формулы записываются посередине страницы. Пояснения символов, если они не пояснены ранее в тексте, должны быть приведены непосредственно под формулой. Пояснения каждого символа следует давать с новой строки в той последовательности, в которой они приведены в формуле. Первая строка пояснений должна начинаться со слова «где», написанного без абзацевого отступа и без двоеточия после него. Формулы, следующие одна за другой и не разделенные текстом, разделяют запятой.

Формулы, за исключением формул, помещаемых в приложении, должны нумероваться сквозной нумерацией арабскими цифрами в круглых скобках, например, (3). Допускается нумерация формул в пределах раздела, например, (1.4). Формулы приложений нумеруются в пределах каждого приложения с добавлением обозначения приложения, например, (В.1).

При выполнении по одной и той же формуле однотипных вычислений необходимо привести 1…2 примера расчета, а затем сослаться на таблицу, в которой приведены результаты этих вычислений.

Например, износ *i*-го вала определяют по зависимости

$$I_i = d_{\text{км}} - d_i,\ \ i = 1,\ldots,N,$$

где $d_{\text{км}}$ – наименьший конструктивный размер вала; d_i – диаметр *i*-го изношенного вала; N – число анализируемых валов.

Пример расчета: износ 1-го вала:

$$I_1 = d_{\text{км}} - d_i = 18{,}992 - 18{,}981 = 0{,}011\ \text{мм}.$$

Значения износов анализируемых валов приведены в таблице…

Иллюстрации должны быть выполнены в соответствии с требованиями ЕСКД. Их, за исключением приложений, нумеруют сквозной нумерацией арабскими цифрами. Если рисунок один, его обозначают «Рисунок 1». Допускается нумерация иллюстраций в пределах раздела, например, «Рисунок 1.2».

Иллюстрации каждого приложения нумеруют сквозной нумерацией с добавлением обозначения приложения, например, «Рисунок А.3».

При ссылках на иллюстрации следует писать «… в соответствии с рисунком 1».

Иллюстрации при необходимости могут иметь пояснительные данные (подрисуночный текст) и наименование. Слово «Рисунок» и наименование помещают после пояснительных данных.

Некоторые правила построения графиков:

– для лучшего обозрения графиков размеры осей координат следует выбирать, придерживаясь правила «золотого сечения»:

$$y = \frac{5}{8}x;$$

– на осях координат должны быть нанесены равномерные шкалы (кроме особых случаев), оси и начало координат должны быть обозначены;

– на плоскость координат необходимо нанести размерную сетку, если график выполняется не на миллиметровой бумаге;

– опытные и теоретические значения наносятся аккуратной точкой, которая обводится геометрической фигурой (окружностью, треугольником и т.п.). Точки, принадлежащие различным графикам на одной и той же плоскости координат, обводятся разными фигурами;

– при построении двух и более графиков на одной плоскости координат, каждый из них нумеруется, а его название приводится в подрисуночном тексте;

– после построения графика нанесенные точки должны быть видны.

Таблицы, за исключением таблиц приложений, нумеруются арабскими цифрами сквозной нумерацией, например, «Таблица 1». Допускается их нумерация в пределах раздела. Таблицы каждого приложения обозначаются отдельной нумерацией арабскими цифрами с добавлением перед цифрой обозначения приложения, например, «Таблица Б.1».

Название таблицы, при его наличии, должно отражать ее содержание, быть кратким и точным. Оно размещается после номера таблицы через тире, например, «Таблица 2 – Статистический ряд распределения износов». При переносе части таблицы на другие страницы, название помещается только над первой частью таблиц.

Заголовки граф и строк таблицы следует писать с прописной буквы, а подзаголовки граф – со строчной, если они составляют одно предложение с заголовком, или с прописной буквы, если они имеют самостоятельное значение. Заголовки и подзаголовки граф указывают в единственном числе. В их конце точки не ставят.

Таблицу, в зависимости от ее размера, помещают под текстом, в котором впервые дана ссылка на нее, или на следующей странице, а при необходимости в приложении.

Допускается помещать таблицу вдоль длинной стороны листа.

Если таблица не помещается на одной странице, ее делят на части, при этом в каждой части таблицы повторяют ее головку и боковик. Допускается при этом головку или боковик заменять соответственно номером граф или строк. При этом графы и (или) строки первой части таблицы нумеруют арабскими цифрами.

Слово «Таблица» указывают один раз слева над первой частью таблицы, над другими частями пишут слова «Продолжение таблицы» с указанием ее номера.

Если в конце страницы таблица прерывается и ее продолжение будет на следующей странице, в первой части таблицы нижнюю горизонтальную линию, ограничивающую таблицу, не проводят.

Таблицы с небольшим количеством граф допускается делить на части и помещать одну часть рядом с другой на одной странице. При этом повторяют головку таблицы. Рекомендуется разделять части таблицы двойной линией или линией толщиной 2s.

Например:

Таблица 1 – Значения износов деталей (вариационный ряд)

Номер детали	Значение износа детали, мм	Номер детали	Значение износа детали, мм	Номер детали	Значение износа детали, мм	Номер детали	Значение износа детали, мм
1	2	3	4	5	6	7	8
1	0,007	26	0,028	51	0,033	76	0,040
2	0,015	27	0,028	52	0,034	77	0,041

Приложения оформляют как продолжение РПЗ. Они могут быть обязательными и информационными. Информационные приложения могут быть рекомендуемого или справочного характера.

В тексте РПЗ на все приложения должны быть даны ссылки. Степень обязательности приложений при ссылках не указывается. Приложения располагают в порядке ссылок на них в тексте РПЗ.

Каждое приложение следует начинать с новой страницы с указанием наверху посередине страницы слова «Приложение» и его обозначения, а под ним в скобках пишут «обязательное», «рекомендуемое» или «справочное». Приложение должно иметь заголовок, который записывают симметрично относительно текста с прописной буквы.

Приложения обозначают заглавными буквами русского алфавита, начиная с А, за исключением букв Б, Ё, З, Й, О, Ч, Ы, Ъ.

Пример: Приложение К – Квантили законов распределения.

Приложения, как правило, оформляются на листах формата А4.

Приложения должны иметь общую с остальной частью РПЗ нумерацию страниц.

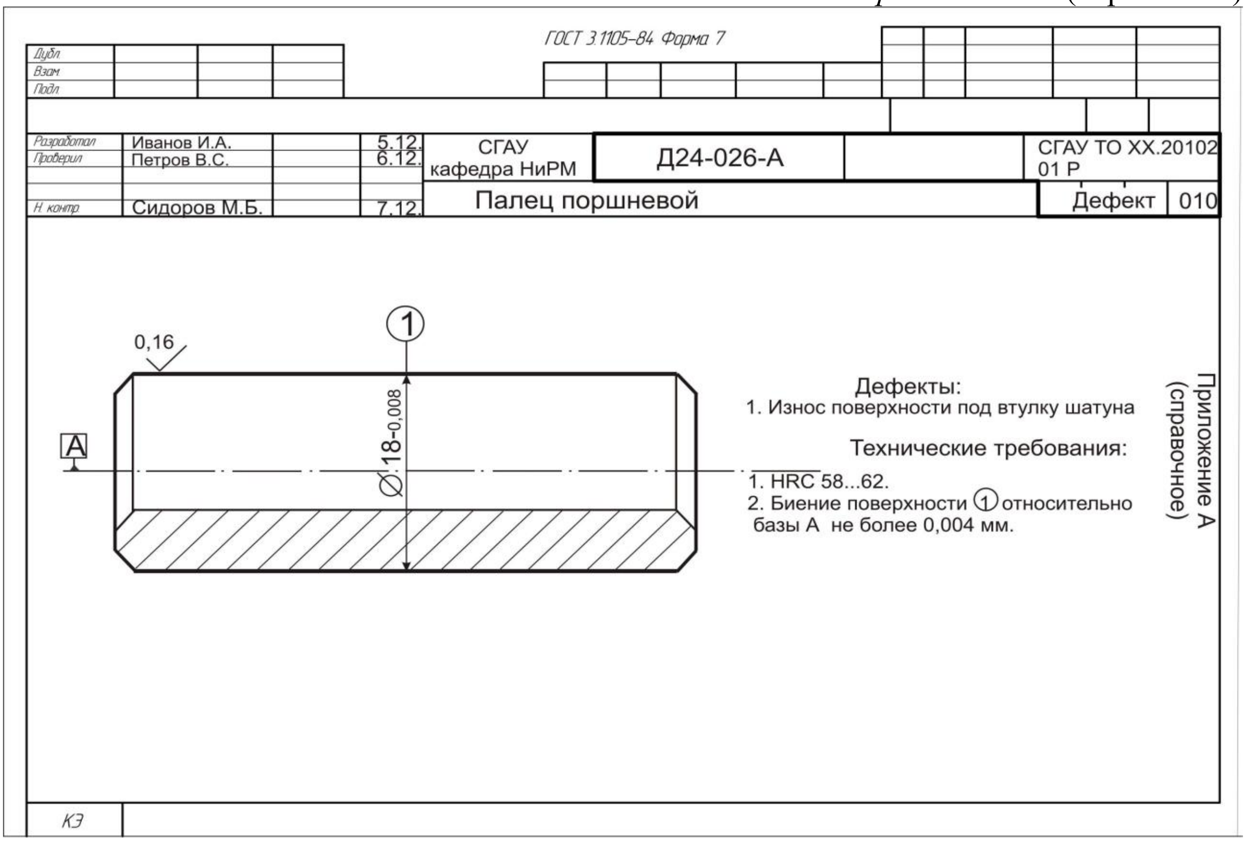
Все приложения должны быть перечислены в содержании РПЗ с указанием их обозначений и заголовков.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Бронштейн, И. Н.* Справочник по математике для инженеров и учащихся вузов. – 13-е изд. / И. Н. Бронштейн, К. А. Семендяев. – М. : Наука, 1986. – 544 с.
2. *Большев, Л. Н.* Таблицы математической статистики / Л. Н. Большев, Н. В. Смирнов. – М. : Наука, 1965. – 464 с.
3. *Артемьев, Ю. Н.* Качество ремонта и надежности машин в сельском хозяйстве / Ю. Н. Артемьев.– М. : Колос, 1981. – 239 с.
4. Надежность и ремонт машин / под ред. В. В. Курчаткина. – М. : Колос, 2000. – 776 с.
5. Надежность в технике. Основные понятия, термины и определения. ГОСТ 27.002–89. – М. : Изд-во стандартов, 1990. – 37 с.
6. Система технического обслуживания и ремонта техники. Порядок проведения работ по оценке качества отремонтированных изделий. ГОСТ 20831–75. – М. : Изд-во стандартов, 1985. – 10 с.
7. Тракторы сельскохозяйственные. Сдача тракторов в капитальный ремонт и выпуск из капитального ремонта. Технические условия. ГОСТ 18524–85. – М. : Изд-во стандартов, 1986. – 14 с.
8. Тракторы. Виды и программы испытаний. ГОСТ 25836–83 (с изменениями от 28.05.2002 г.). – М. : Изд-во стандартов, 1984. – 35 с.
9. ЕСКД общие требования к текстовым документам. ГОСТ 2.105-95. – М. : Изд-во стандартов, 1996. – 27 с.
10. *Буйлов В. Н.,Сафонов В. В., Люляков И. В.* Курсовое проектирование по ремонту машин, механизмов и оборудования: Учебное пособие / ФГОУ ВПО «Саратовский ГАУ». – Саратов, 2006 – 82 с.
11.Надежность и эффективность в технике: справочник: Н17–в 10 т. / ред. совет : В. С. Авдуевский (пред.) [и др.]. – М.: Машиностроение, 1989. – Т. 6: Экспериментальная обработка и испытания / под общ. ред. Р. С. Судакова, О. И. Тескина. – 376 с.

П Р И Л О Ж Е Н И Я

Приложение А (справочное)



Приложение В
(справочное)

Значения коэффициентов и критериев

Таблица В.1 – Критерий 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

Значения критерия Пирсона $\chi^2(\alpha, k)$

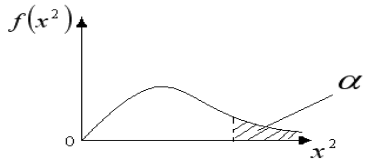


Таблица В.2 Значения $\chi^2(\alpha, k)$

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

Таблица В.3 – Коэффициенты t_β, r_1 и r_3 для доверительных границ

β	0,80			0,90			0,95		
N	t_β	r_1	r_3	t_β	r_1	r_3	t_β	r_1	r_3
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3	1,89	2,73	0,57	2,92	3,66	0,48	4,3	4,85	0,42
4	1,64	2,29	0,6	2,35	2,93	0,52	3,18	3,67	0,46
5	1,53	2,05	0,62	2,13	2,54	0,55	2,78	3,07	0,49

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

Приложение Г
(справочное)

Дифференциальная функция (плотность функции распределения) нормального закона распределения

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

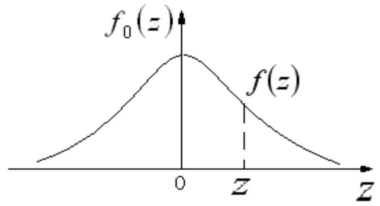


Таблица Г.1

$\frac{t_{ci} - \bar{t}}{\sigma}$	Сотые доли									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
0,1	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,39	0,39	0,39	0,39
0,2	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,39	0,38	0,38
0,3	0,38	0,38	0,38	0,38	0,38	0,38	0,37	0,37	0,37	0,37
0,4	0,37	0,37	0,37	0,37	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

Продолжение таблицы Г.1

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
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	0,3	0,3	0,3	0,3	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	0,24	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	0,2	0,2	0,2	0,2
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	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
1,7	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09	0,08	0,08	0,08
1,8	0,08	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
1,9	0,07	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
2	0,05	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	0	0	0	0	0	0	0	0

Интегральная функция (функция распределения)
нормального закона распределения

$$F_0(z) = F_0\left(\frac{t_{кi} - \bar{t}}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{z} \exp\left[-\frac{z^2}{2}\right] dz, \qquad F_0(-z) = 1 - F_0(z)$$

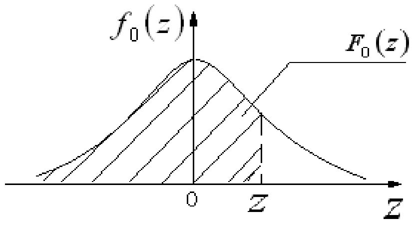


Таблица Д.1

$\frac{t_{кi} - \bar{t}}{\sigma}$	Сотые доли									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	0,5	0,5	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	0,6	0,6	0,6	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	0,7	0,7	0,7	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	0,8	0,8	0,8	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	0,84	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	0,9	0,9	0,9	0,9
1,3	0,9	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91	0,91	0,92	0,92	0,92
1,4	0,92	0,92	0,92	0,92	0,93	0,93	0,93	0,93	0,93	0,93
1,5	0,93	0,93	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94	0,94
1,6	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,96
1,7	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96
1,8	0,96	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97
1,9	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98
2	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98
2,1	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99
2,2	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2,3	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2,4	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99
2,5	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	1	1	1	1	1

Приложение Е
(справочное)

Параметры, коэффициенты и плотность распределения Вейбулла

Таблица Е.1 – Параметры и коэффициенты распределения Вейбулла

ν	b	K_B	C_B	ν	b	K_B	C_B	ν	b	K_B	C_B
1,26	0,8	1,13	1,43	0,55	1,9	0,89	0,49	0,36	3	0,89	0,33
1,11	0,9	1,07	1,2	0,52	2	0,89	0,46	0,35	3,1	0,89	0,32
1	1	1	1	0,5	2,1	0,89	0,44	0,34	3,2	0,9	0,31
0,91	0,97	0,88	0,88	0,48	2,2	0,89	0,43	0,33	3,3	0,9	0,3
0,84	1,2	0,94	0,79	0,46	2,3	0,89	0,41	0,33	3,4	0,9	0,29
0,78	1,3	0,92	0,72	0,44	2,4	0,89	0,39	0,32	3,5	0,9	0,29
0,72	1,4	0,91	0,66	0,43	2,5	0,89	0,38	0,31	3,6	0,9	0,28
0,68	1,5	0,9	0,61	0,41	2,6	0,89	0,37	0,3	3,7	0,9	0,27
0,64	1,6	0,9	0,57	0,4	2,7	0,89	0,35	0,29	3,8	0,9	0,27
0,61	1,7	0,89	0,54	0,39	2,8	0,89	0,34	0,29	3,9	0,91	0,26
0,58	1,8	0,89	0,51	0,38	2,9	0,89	0,34	0,28	4	0,91	0,25

Дифференциальная функция (плотность функции распределения) закона распределения Вейбулла

$$f_1(t) = b\left(\frac{t_{ci} - t_{\text{см}}}{a}\right)^{b-1} \exp\left[-\left(\frac{t_{ci} - t_{\text{см}}}{a}\right)^{b}\right].$$

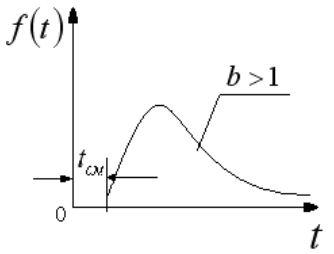


Таблица Е.2

$\frac{t_{ci} - t_{\text{см}}}{a}$	b						
	1,0	1,2	1,4	1,6	1,8	2,0	3,0
0,1	0,91	0,71	0,54	0,39	0,28	0,2	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	0,7	0,76	0,8	0,84	0,87
0,7	0,5	0,58	0,66	0,73	0,8	0,86	1,04
0,8	0,45	0,53	0,62	0,7	0,77	0,84	1,15
0,9	0,41	0,49	0,57	0,65	0,72	0,8	1,17
1	0,37	0,44	0,52	0,59	0,66	0,74	1,1

1,1	0,33	0,4	0,46	0,53	0,59	0,66	0,96
1,2	0,3	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	0,3	0,31	0,32	0,23
1,6	0,2	0,23	0,25	0,25	0,26	0,25	0,13
1,7	0,18	0,2	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	0,1	0,01
2	0,14	0,14	0,13	0,12	0,1	0,07	0
2,1	0,12	0,12	0,11	0,09	0,07	0,05	0
2,2	0,11	0,11	0,09	0,08	0,05	0,04	0
2,3	0,1	0,09	0,08	0,06	0,04	0,02	0
2,4	0,09	0,08	0,07	0,05	0,03	0,02	0
2,5	0,08	0,07	0,06	0,04	0,02	0,01	0

Приложение Ж
(справочное)

Интегральная функция (функция распределения) закона распределения Вейбулла

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t_{ki} - t_{см}}{a}\right)^b\right].$$

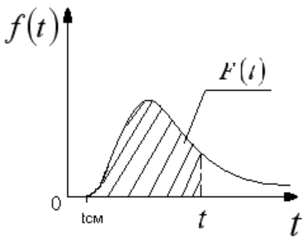


Таблица Ж.1

$\frac{t_{кi} - t_{см}}{a}$	b									
	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5	1,6	1,7	1,8	1,9
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0,1	0,12	0,1	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	0,1	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	0,1
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	0,3	0,28	0,27	0,25	0,24
0,6	0,47	0,45	0,43	0,42	0,4	0,39	0,37	0,36	0,34	0,33	0,32
0,7	0,52	0,5	0,49	0,48	0,47	0,46	0,44	0,43	0,43	0,41	0,4
0,8	0,56	0,55	0,54	0,54	0,53	0,52	0,51	0,5	0,5	0,49	0,48

0,9	0,6	0,59	0,59	0,59	0,58	0,58	0,57	0,57	0,57	0,56	0,56
1	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	0,7	0,7
1,2	0,69	0,7	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	0,8	0,81
1,4	0,74	0,75	0,77	0,78	0,79	0,8	0,81	0,82	0,83	0,84	0,85
1,5	0,76	0,78	0,79	0,8	0,82	0,83	0,84	0,85	0,86	0,87	0,89
1,6	0,78	0,8	0,81	0,83	0,84	0,86	0,87	0,88	0,89	0,9	0,91
1,7	0,8	0,82	0,83	0,85	0,86	0,88	0,89	0,9	0,92	0,93	0,94
1,8	0,82	0,84	0,85	0,87	0,88	0,9	0,91	0,92	0,93	0,94	0,95
1,9	0,83	0,85	0,87	0,89	0,9	0,91	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97
2	0,85	0,87	0,88	0,9	0,92	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98
2,1	0,86	0,88	0,9	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	0,9	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
2,5	0,9	0,92	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1
2,6	0,91	0,93	0,94	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1	1
2,7	0,91	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	1	1	1
2,8	0,92	0,94	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1	1	1
2,9	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	1	1	1	1
3	0,93	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1	1	1	1
3,5	0,95	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	1	1	1	1
4	0,97	0,98	0,99	1	1	1	1	1	1	1	1

Продолжение таблицы Ж.1

$\frac{t_{ki} - t_{см}}{a}$	b									
	2,0	2,1	2,2	2,3	2,4	2,5	2,6	2,7	2,8	2,9
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0,1	0,01	0,0 1	0,01	0	0	0	0	0	0	0
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	0,1	0,1	0,09	0,08	0,07	0,07
0,5	0,22	0,21	0,2	0,18	0,17	0,16	0,15	0,14	0,13	0,13
0,6	0,3	0,29	0,28	0,27	0,25	0,24	0,23	0,22	0,21	0,2
0,7	0,39	0,38	0,37	0,36	0,35	0,34	0,33	0,32	0,31	0,3
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	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63	0,63
1,1	0,7	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	0,8	0,81	0,81	0,82
1,3	0,82	0,82	0,83	0,84	0,85	0,85	0,86	0,86	0,88	0,88
1,4	0,86	0,87	0,88	0,89	0,89	0,9	0,91	0,92	0,92	0,93
1,5	0,9	0,9	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
1,9	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	1	1	1	1
2	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	1	1	1	1	1
2,1	0,99	0,99	0,99	1	1	1	1	1	1	1
2,2	0,99	0,99	1	1	1	1	1	1	1	1
2,3	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2,4	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Продолжение таблицы Ж.1

$\frac{t_{кi} - t_{см}}{a}$	b									
	3,0	3,1	3,2	3,3	3,4	3,5	3,6	3,7	3,8	3,9	4,0
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0,1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,2	0,01	0,01	0,01	0	0	0	0	0	0	0	0
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

Продолжение таблицы Ж.1

0,5	0,12	0,11	0,1	0,1	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	0,4	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	0,5	0,5	0,5	0,49	0,49	0,48	0,48
1	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	0,9	0,9	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	0,99	1	1	1	1
1,7	0,99	0,99	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1,8	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1,9	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Приложение К
(справочное)
Квантили законов распределения

Таблица К.1 – Квантили закона нормального распределения Z

$F(t)$; $\sum p_i$	Сотые доли									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,5	0	0,025	0,05	0,075	0,1	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	0,44	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	1,08	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

Таблица К.2 – Квантили закона распределения Вейбулла H_K^B

$F(t)$; $\sum p_i$	b							
	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5	1,6
1	2	3	4	5	6	7	8	9
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	0,1	0,11
0,05	0,04	0,05	0,07	0,08	0,1	0,12	0,14	0,16
0,07	0,05	0,07	0,09	0,11	0,13	0,18	0,17	0,19
0,1	0,08	0,11	0,13	0,15	0,18	0,2	0,22	0,25
0,15	0,14	0,17	0,19	0,23	0,25	0,29	0,3	0,33
0,2	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
0,3	0,32	0,36	0,39	0,42	0,45	0,48	0,5	0,53
0,35	0,4	0,44	0,47	0,5	0,53	0,55	0,57	0,59
0,4	0,47	0,51	0,54	0,57	0,6	0,62	0,64	0,66
0,45	0,57	0,6	0,63	0,66	0,687	0,69	0,71	0,73
0,5	0,67	0,69	0,72	0,74	0,75	0,77	0,78	0,8
0,55	0,79	0,81	0,82	0,84	0,85	0,85	0,86	0,87
0,6	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
0,7	1,23	1,2	1,18	1,17	1,15	1,14	1,13	1,12
0,75	1,45	1,4	1,36	1,33	1,3	1,27	1,25	1,23
0,8	1,7	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
0,9	2,53	2,3	2,13	2	1,9	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	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	4,6	4,01	3,57	3,24	2,98	2,77	2,6

Продолжение таблицы К.2

$F(t)$; $\sum p_i$	b							
	1,7	1,8	1,9	2,0	2,5	3,0	3,5	4,0
0,01	0,07	0,08	0,09	0,1	0,16	0,22	0,27	0,31
0,03	0,13	0,14	0,16	0,18	0,25	0,31	0,37	0,42
0,05	0,17	0,19	0,21	0,23	0,31	0,37	0,43	0,48
0,07	0,21	0,23	0,25	0,27	0,35	0,42	0,47	0,52
0,1	0,27	0,29	0,31	0,33	0,41	0,47	0,53	0,57
0,15	0,35	0,38	0,4	0,42	0,5	0,56	0,6	0,63

0,2	0,41	0,44	0,45	0,47	0,55	0,61	0,65	0,69
0,25	0,48	0,5	0,52	0,54	0,61	0,66	0,7	0,73
0,3	0,55	0,56	0,58	0,6	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
0,4	0,67	0,69	0,7	0,72	0,76	0,8	0,83	0,85
0,45	0,74	0,75	0,76	0,76	0,81	0,84	0,86	0,88
0,5	0,81	0,82	0,83	0,83	0,83	0,86	0,9	0,91
0,55	0,88	0,89	0,9	0,9	0,91	0,93	0,94	0,95
0,6	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	1,302	1,02
0,7	1,12	1,11	1,1	1,1	1,08	1,06	1,05	1,05
0,75	1,22	1,21	1,2	1,18	1,14	1,11	1,1	1,09
0,8	1,32	1,3	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
0,9	1,63	1,59	1,55	1,52	1,4	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 Л
(рекомендуемое)

Порядок интерполирования

При использовании функций, заданных в табличном виде, часто возникает задача отыскания значения функции $f(x)$, когда x в таблице отсутствует, но известно, что оно находится в интервале между точками таблицы (x_i, x_{i+1}).

Операция отыскания значения $f(x)$ в этом случае называется *интерполяцией*. Интерполяционная формула Ньютона позволяет отыскать значение $f(x)$ с требуемой точностью, используя при этом многочлен n-й степени. В инженерной практике обычно ограничиваются линейной ($n=1$) или квадратичной ($n=2$) интерполяцией. При этом формула Ньютона принимает вид:

для $n=1$

$$f(x)=f(x_i)+\frac{f(x_{i+1})-f(x_i)}{(x_{i+1}-x_i)}(x-x_i), \qquad (Л.1)$$

для $n=2$

$$f(x)=f(x_i)+\frac{f(x_{i+1})-f(x_i)}{(x_{i+1}-x_i)}(x-x_i)+ \\ +\frac{\Delta y_{i+1}-\Delta y_i}{2(x_{i+1}-x_i)^2}(x-x_i)(x-x_{i+1}). \qquad (Л.2)$$

Принято считать, что таблица допускает линейную интерполяцию, если *соседние* конечные разности второго порядка ($\Delta^2 y_i$) отличаются друг от друга не больше чем на 4 единицы младшего разряда (см. пример в таблице Л.1).

Таблица Л.1

x_i	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7
$f(x_i)$	0,12	0,21	0,29	0,35	0,41	0,47	0,52
Δy_i	0,09	0,08	0,06	0,06	0,06	0,05	…
$\Delta^2 y_i$	–0,01	–0,02	0	0	–0,01	…	…

Здесь $\Delta y_i=f(x_{i+1})-f(x_i)$ – конечная разность первого порядка; $\Delta^2 y=\Delta y_{i+1}-\Delta y_i$ – конечная разность второго порядка;

Так как в данной таблице *соседние* конечные разности второго порядка отличаются на величину, меньшую, чем 4 единицы младшего разряда, то допускается использование линейной интерполяции.

Пусть x = 0,33. Тогда в соответствии с зависимостью (Л.1) и табл. Л.1 получим:

$$f(x = 0{,}33) = 0{,}29 + \{(0{,}35 - 0{,}29)/(0{,}4 - 0{,}3)\}(0{,}33 - 0{,}3) = 0{,}308 \approx 0{,}31.$$

Покажем, что использование квадратичной интерполяции в данной ситуации точность значения $f(x)$ не повышает. Используя для этой цели зависимость (Л.2) и таблицу Л.1, получим:

$f(x = 0{,}33) = 0{,}29+\{(0{,}35 - 0{,}29)/(0{,}4 - 0{,}3)\}(0{,}33 - 0{,}3)+ +\{(0{,}06 - 0{,}06)/[2(0{,}4 - 0{,}3)^2]\}(0{,}33 - 0{,}3)(0{,}33 - 0{,}4) = 0{,}308\approx0{,}31$.

Если табличная функция зависит от 2 аргументов, например, интегральная функция закона распределения Вейбулла (таблица Ж.1 приложения Ж) и оба значения аргументов $(t_{\text{кi}}-t_{\text{см}})/a$ и b в таблице отсутствуют, то для отыскания значения $F\{(t_{\text{кi}} - t_{\text{см}})/a;b\}$ интерполяцию необходимо выполнить трижды: вначале два раза по аргументу $(t_{\text{кi}} - t_{\text{см}})/a$, а затем один раз по аргументу b или наоборот – два раза по аргументу b и один раз по аргументу $(t_{\text{кi}} - t_{\text{см}})/a$.

Пусть $(t_{\text{кi}} - t_{\text{см}})/a$=0,37, а b=1,34. Необходимо найти значение $F\{(t_{\text{Кi}}-t_{\text{СМ}})/a=0{,}37;\ b=1{,}34\}$.

Решение:

1. При $b=1{,}3$ по таблице Ж.1 приложения Ж находим значение $F(0{,}37;\ 1{,}3)$, используя зависимость (Л.1):

$F(0{,}37;\ 1{,}3) = 0{,}19 + \{(0{,}26 - 0{,}19)/(0{,}4 - 0{,}3)\}(0{,}37 - 0{,}3) = 0{,}239$.

2. При b =1,4 по таблице Ж.1 приложения Ж находим значение $F(0{,}37;\ 1{,}4)$

$F(0{,}37;\ 1{,}4) = 0{,}17+\{(0{,}24 - 0{,}17)/(0{,}4 - 0{,}3)\}(0{,}37 - 0{,}3) = 0{,}219$.

3. Находим значение $F(0{,}37;\ 1{,}34)$:

$F(0{,}37;1{,}34) = 0{,}239+\{(0{,}219 - 0{,}239)/(1{,}4 - 1{,}3)\}(1{,}34 - 1{,}3) = = 0{,}231 \approx 0{,}23$.

Этот же результат получим, если вначале дважды проведем интерполяцию по аргументу b, а затем один раз по аргументу$(t_{\text{кi}}-t_{\text{см}})/a$.

С О Д Е Р Ж А Н И Е