Практическое занятие

Определение количества деталей (элементов) годных для использования и требующих восстановления

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

На основе статистических методов анализа износа различных деталей в узле, а также отдельных поверхностей одной и той же детали можно оценить степень неравномерности их изнашивания, определить количество деталей, годных для дальнейшего использования и требующих восстановления. Эти

данные являются исходными для разработки способов повышения износостойкости, а также для выбора и назначения маршрутов восстановления каждой конкретной детали.

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

Определение величин износов и составление сводной ведомости исходной информации. По технической документации находят чертеж первичного вала коробки передач. По чертежу определяют, что первичный вал сопрягается шейками с шарикоподшипниками №208 и №210, а шлицевыми поверхностями – с шестернями (табл.4.4).

Таблица 4.4

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

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

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

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

Предположим, что по результатам замеров толщин шлицев ($d_{изм}$) 50-ти деталей получены следующие данные:

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

Значения износов определяются по формулам:

– для валов $И = d_{min} - d_{изм}$;

– для отверстия $И = D_{изм} - D_{max}$,

где $d_{изм}$ и $D_{изм}$ – измеренный диаметр соответственно вала и отверстия;

d_{min} и D_{max} – соответственно наименьший и наибольший размеры вала и отверстия.

Степень изношенности отдельных сопряжений ($И_{сопр}$) определяется по разности зазоров измеренного и начального (чертежного).

$$И_{сопр} = S_{изм} - S_{н.max},$$

где $S_{изм}$ – зазор, полученный при измерении;

$S_{н.max}$ – начальный максимальный зазор по чертежу.

По таблице 4.4 определяем номинальный чертежный размер толщины шлицев (диаметр 50 мм). При этом минимальное значение толщины шлицев d_{min} равно нижнему предельному размеру по чертежу:

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

Тогда износы деталей составят:

$$И_1 = 6,96 - 6,91 = 0,05 \text{ мм};\ И_2 = 6,96 - 6,39 = 0,57 \text{ мм};$$
$$И_3 = 6,96 - 6,76 = 0,20 \text{ мм};\ И_4 = 6,96 - 6,31 = 0,65 \text{ мм};$$
$$И_5 = 6,96 - 6,61 = 0,35 \text{ мм};\ И_6 = 6,96 - 6,51 = 0,45 \text{ мм}.$$

Последовательность обработки информации показателей надежности аналогичны рассмотренному ранее примеру (см. раздел 4.2), поэтому многие промежуточные вычисления будут опущены.

Сводная ведомость (вариационный ряд) исходной информации, в которой полученные расчетом износы расположены в порядке их возрастания, приведены в таблице 4.5.

Таблица 4.5

Сводная ведомость информации по износам шлицев вала

№ п/п	Износ *И*, мм	№ п/п	Износ *И*, мм	№ п/п	Износ *И*, мм
1	0,05	18	0,56	35	0,71
2	0,05	19	0,57	36	0,71
3	0,20	20	0,57	37	0,72
4	0,20	21	0,58	38	0,73
5	0,20	22	0,58	39	0,73
6	0,35	23	0,59	40	0,73
7	0,35	24	0,65	41	0,74
8	0,35	25	0,65	42	0,74
9	0,35	26	0,65	43	0,85
10	0,45	27	0,65	44	0,85
11	0,45	28	0,65	45	0,85
12	0,45	29	0,65	46	0,85
13	0,45	30	0,65	47	0,85
14	0,55	31	0,65	48	0,85
15	0,55	32	0,70	49	0,95
16	0,55	33	0,70	50	1,05
17	0,56	34	0,70		

Составление статистического ряда исходной информации. Статистический ряд информации составляют в виде таблицы, состоящей из пяти строк (см. табл.4.6). Всю информацию по износам разбиваем на интервалы, количество которых определяется по формуле:

$$n = \left]\sqrt{N}\right[,$$

где N – количество информации (количество измеренных деталей).

Число интервалов статистического ряда составит:

$$n = \sqrt{50} \pm 1 = 7.$$

Таблица 4.6

Статистический ряд информации

Интервал, мм	0...0,15	0,15...0,30	0,30...0,45	0,45...0,60	0,60...0,75	0,75...0,90	0,90...1,05
Середина интервала, $И_{ci}$	0,075	0,225	0,375	0,525	0,675	0,825	0,975
Частота m_i	2	3	6	12	19	6	2
Опытная вероятность P_i	0,04	0,06	0,12	0,24	0,38	0,12	0,04
Накопленная опытная вероятность $\sum_{i=1}^{n} P_i$	0,04	0,10	0,22	0,46	0,84	0,96	1,00

Длина (протяженность) одного интервала:

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

где $И_{\max}$ и $И_{\min}$ – соответственно наибольшее и наименьшее значения износов (см. табл.4.5). Тогда,

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

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

$$C = И_1 - 0,5 \cdot A \quad \text{или} \quad C = И_1 - \frac{И_3 - И_1}{2},$$

где $И_1$ и $И_3$ – значение износа соответственно в первой и третьей точках информации, мм. Принимается из табл.4.5 ($И_1 = 0,05$ мм, $И_3 = 0,20$ мм).

$$C = 0,05 - 0,5 \cdot 0,15 = -0,025.$$

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

Число интервалов и их протяженность используется для построения первой строки статистического ряда (см. табл.4.6). Вторая строка этого ряда представляет собой середину каждого интервала. Например, для первого интервала $(0 + 0,15) / 2 = 0,075$. Третья строка показывает частоту, т.е. сколько деталей попадает в каждый интервал износов (берут из табл.4.5). При этом если на границе двух интервалов окажется несколько деталей с равным износом, то их поровну распределяют между этими интервалами. Например, в первом интервале (0...0,15 мм) частота $m_1 = 2$; во втором – $m_2 = 3$; в третьем – $m_3 = 6$ (четыре детали с износом 0,35 мм и две детали с износом 0,45 мм, а остальные две детали с износом 0,45 мм переходят в четвертый интервал). Если окажется, что последнее одно или несколько значений износа (точек информации) выходят за пределы последнего интервала, то необходимо либо добавить еще один интервал, либо увеличить протяженность интервалов (A).

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

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

где m_i – опытная частота в i-м интервале.

$$P_1 = \frac{2}{50} = 0,04; \quad P_2 = \frac{3}{50} = 0,06; \quad P_3 = \frac{6}{50} = 0,12; \quad P_4 = \frac{12}{50} = 0,24;$$

$$P_5 = \frac{19}{50} = 0,38; \quad P_6 = \frac{6}{50} = 0,12; \quad P_7 = \frac{2}{50} = 0,04.$$

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

$$\sum_{i=1}^{n} P_i = \sum_{i=1}^{n} \frac{m_i}{N} = \frac{\sum_{1}^{n} m_i}{N}.$$

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

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

Сумма частостей по всем интервалам должна быть равна N (т.е. 50), а сумма накопленных опытных вероятностей $\sum P_i = 1{,}0$.

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

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

$$\overline{И} = \sum_{i}^{n} И_{ci} \cdot P_i,$$

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

В нашем примере среднее значение износа:

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

Среднее квадратическое отклонение:

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i}^{n} (И_{ci} - \overline{И})^2 \cdot P_i}.$$

В нашем примере:

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

Коэффициент вариации:

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

Проверка информации на выпадающие точки. Проверим информацию по износам шлицев валов на наличие выпадающих точек по критерию Ирвина λ, опытное значение которого определяется по формуле:

$$\lambda_{оп} = \frac{И_i - И_{i-1}}{\sigma},$$

где $И_i$ и $И_{i-1}$ – смежные точки в сводной ведомости информации (см. табл.4.5).

Для наименьшего значения износа $И_3 = 0{,}20$; $И_2 = И_1 = 0{,}05$

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

Для наибольшего значения износа $И_{50} = 1{,}05$; $И_{49} = 0{,}95$

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

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

В нашем случае при $N = 50$ и доверительной вероятности $\beta = 0,95$ табличное значение критерия Ирвина $\lambda_т = 1,1$ (см. табл.2 приложения), что больше $\lambda_{оп}$. Поэтому с вероятностью 0,95 можно утверждать, что все точки информации достоверны.

Графическое построение опытного распределения износов. Используя данные статистического ряда информации (см. табл.4.6), строятся графики, наглядно характеризующие опытное распределение случайной величины (в нашем примере износы детали): гистограмма и полигон (рис.4.5); кривая накопленных опытных вероятностей (рис.4.6).

При построении опытного распределения случайной величины по оси абсцисс откладывается в произвольно выбранном масштабе значение износа, а по оси ординат – опытная вероятность P_i (см. рис.4.5) или накопленная опытная вероятность $\sum P_i$ (см. рис.4.6).

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

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

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

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

Построение гистограммы осуществляется следующим образом (см. рис.4.5). По оси абсцисс откладывают интервалы в соответствии со статистическим рядом, а по оси ординат – частоту m_i или опытную вероятность P_i в начале и конце каждого интервала. Соединив построенные в каждом интервале точки, получаем прямоугольники. В результате получается ступенчатый многоугольник – гистограмма. Площадь каждого прямоугольника в процентах или долях единицы определяет опытную вероятность или количество деталей, у которых износ находится в данном интервале.

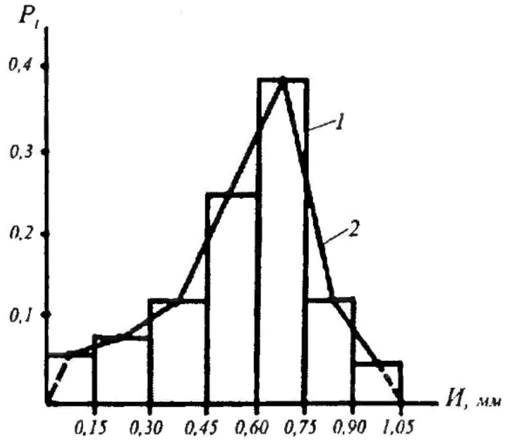


Рис.4.5. Гистограмма (*1*) и полигон (*2*) распределения износов шлицев

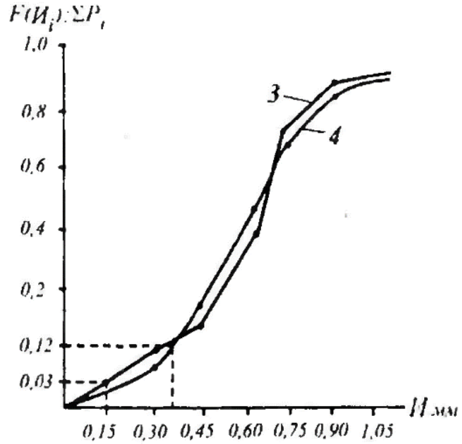


Рис.4.6. Кривая накопленных опытных вероятностей (*3*) и интегральная функция (*4*) износов шлицев

Построение полигона (см. рис.4.5) осуществляется по точкам, образованным пересечением абсциссы, равной середине интервала, и ординаты, равной опытной вероятности интервала или частоте m_i, т.е. необходимо соединить прямыми линиями середины верхних (горизонтальных) сторон прямоугольников гистограммы.

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

Точки кривой накопленных опытных вероятностей образуются пересечением абсциссы, равной концу данного интервала, и ординаты, равной сумме вероятностей предыдущих интервалов (см. рис.4.6).

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

Выбор теоретического закона распределения для выравнивания опытной информации. Полученные значения износа деталей группы машин (частная совокупность) должны быть перенесены в дальнейшем на генеральную совокупность (детали всех машин, работающих в зоне обслуживания данного ремонтного предприятия), в результате чего оценивается качество ремонта машин, и разрабатываются мероприятия по повышению их долговечности (снижения скорости изнашивания рассматриваемых деталей).

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

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

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

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

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

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

$$f(И_{ci}) = \frac{A}{\sigma} f_0\left(\frac{И_{ci} - \overline{И}}{\sigma}\right),$$

где A – протяженность интервала, мм ($A = 0,15$ мм);
σ – среднее квадратическое отклонение, мм ($\sigma = 0,20$ мм);
f_0 – центрированная нормированная функция, значение которой определяется по таблице 3 приложения;
$И_{ci}$ – значение износа в середине i-го интервала статистического ряда информации (см. табл.4.6);
$\overline{И}$ – среднее значение износа, мм ($\overline{И} = 0,60$ мм).

Если значение дифференциальной функции получается отрицательным, то из таблицы 3 приложения необходимо брать положительное значение функции ($f_0(-И) = f_0(+И)$).

Расчет ведется для каждого интервала и полученные значения дифференциальных функций $f(И_{ci})$ для ЗНР записываются по форме таблицы 4.7:

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

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

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

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

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

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

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

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

$$F(И_{кi})=F_0\left(\frac{И_{кi}-\overline{И}}{\sigma}\right),$$

где F_0 – центрированная интегральная функция, значение которой определяется по таблице 4 приложения;

$И_{кi}$ – значение износа в конце i-го интервала статистического ряда.

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

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

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

Таблица 4.7

Выбор теоретического закона распределения износов шлицев

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

Из таблицы 4 приложения находим, что $F_0(2{,}25) = 0{,}99$.

Аналогично определяют значение $F(И_{кi})$ и для других интервалов:

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

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

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

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

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

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

Полученные значения интегральных функций для ЗНР записываются по форме таблицы 4.7.

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

$$f(И_{ci}) = \frac{A}{a} f_т\left(\frac{И_{ci} - C}{a}\right),$$

где $f_т$ – табулированное значение дифференциальной функции (принимается по табл.6 приложения в зависимости от $\frac{И_{ci} - C}{a}$ и b);

C – сдвиг начала рассеивания, мм;

a – параметр ЗРВ, определяемый по формуле:

$$a = \frac{\overline{И} - C}{K_в},$$

где $K_в$ – коэффициент ЗРВ.

Параметр b и коэффициент $K_в$ определяются по таблице 5 приложения в зависимости от коэффициента вариации V. В нашем примере $\overline{И} = 0{,}60$, $C = 0$; $V = 0{,}33$. Из таблицы 5 приложения находим, что при $V = 0{,}33$, $b = 3{,}30$, $K_в = 0{,}90$ и $C_в = 0{,}30$. Тогда

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

$$F(И_{ki}) = F_{\text{т}}\left(\frac{И_{ki} - C}{a}\right),$$

где $F_{\text{т}}$ – табулированное значение интегральной функции. Принимается по таблице 7 приложения в зависимости от $\frac{И_{ki} - C}{a}$ и b;

Надо иметь в виду, что если b и $\frac{И_{ki} - C}{a}$ неточно совпадают с данными таблицы 7 приложения, то $F(И_{ki})$ следует определять интерполированием.

Интегральная функция в первом интервале:

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

Аналогично определяют $F(И_{ki})$ для остальных интервалов. Полученные значения записывают в таблицу 4.7.

$$F_2(0{,}30) = F_{\text{т}}\left(\frac{0{,}30 - 0}{0{,}67}\right) = F_{\text{т}}(0{,}45) = 0{,}08;$$

$$F_3(0{,}45) = F_{\text{т}}\left(\frac{0{,}45 - 0}{0{,}67}\right) = F_{\text{т}}(0{,}67) = 0{,}23;$$

$$F_4(0{,}60) = F_{\text{т}}\left(\frac{0{,}60 - 0}{0{,}67}\right) = F_{\text{т}}(0{,}89) = 0{,}51;$$

$$F_5(0{,}75) = F_{\text{т}}\left(\frac{0{,}75 - 0}{0{,}67}\right) = F_{\text{т}}(1{,}12) = 0{,}75;$$

$$F_6(0{,}90) = F_{\text{т}}\left(\frac{0{,}90 - 0}{0{,}67}\right) = F_{\text{т}}(1{,}34) = 0{,}92;$$

$$F_7(1{,}05) = F_{\text{т}}\left(\frac{1{,}05 - 0}{0{,}67}\right) = F_{\text{т}}(1{,}56) = 0{,}98.$$

Оценка совпадения опытного и теоретического законов распределения износов по критерию согласия. Окончательный выбор теоретического закона распределения износов выполняется с помощью критериев согласия (см. п.2.7).

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

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

$$\lambda_к = D_{max}\sqrt{N},$$

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

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

Разницу между опытным и теоретическим значениями функций определяют для каждого интервала статистического ряда и заносят в таблицу 4.7, из которой видно, что для ЗНР $D_{max} = 0{,}07$, для ЗРВ $D_{max} = 0{,}09$. Тогда расчетное значение критерия согласия будет равно:

для ЗНР – $\lambda_к = 0{,}07\sqrt{50} = 0{,}49$;

для ЗРВ – $\lambda_к = 0{,}09\sqrt{50} = 0{,}63$.

Из таблицы 10 приложения находим вероятность совпадения теоретических законов с опытным распределением:

для ЗНР – $P(\lambda_к) = 0{,}967$ (с учетом интерполяции);

для ЗРВ – $P(\lambda_к) = 0{,}818$ (с учетом интерполяции).

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

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

$$\chi^2 = \sum_1^{n_y} \frac{(m_i - m_{Ti})^2}{m_{Ti}},$$

где n_y – число интервалов укрупненного статистического ряда;

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

m_{Ti} – теоретическая частота в i-ом интервале,

$$m_{Ti} = N\left[F(И_{кi}) - F(И_{нi})\right],$$

[здесь N – количество точек информации; $F(И_{кi})$ и $F(И_{нi})$ – интегральные функции соответственно в конце и в начале i-го интервала статистического ряда].

Для определения χ^2 строят укрупненный статистический ряд с соблюдением следующих условий: $n_y > 4$, $m_i \geq 5$. Анализируя статистический ряд исходной информации (см. табл.4.6), можно заметить, что $m_1 = 2$, $m_2 = 3$ и $m_7 = 2$ меньше пяти. Следовательно, первый и второй, а также шестой и седьмой интервалы статистического ряда необходимо объединить. В остальных интервалах статистического ряда опытные частоты больше пяти, поэтому эти интервалы оставляем без изменения (табл.4.8).

Таблица 4.8

Укрупненный статистический ряд информации

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

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

$$m_{T1} = 50[F(0{,}30) - F(0)] = 50 \cdot (0{,}07 - 0) = 50 \cdot 0{,}07 = 3{,}5;$$

$$m_{T2} = 50[F(0{,}45) - F(0{,}30)] = 50 \cdot (0{,}23 - 0{,}07) = 50 \cdot 0{,}16 = 8{,}0;$$

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

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

$$m_{T5} = 50[F(1{,}05) - F(0{,}75)] = 50 \cdot (0{,}99 - 0{,}77) = 50 \cdot 0{,}22 = 11{,}0.$$

При законе распределения Вейбулла

$$m_{т1} = 50[F(0{,}30) - F(0)] = 50 \cdot (0{,}08 - 0) = 50 \cdot 0{,}08 = 4{,}0;$$

$$m_{т2} = 50[F(0{,}45) - F(0{,}30)] = 50 \cdot (0{,}23 - 0{,}08) = 50 \cdot 0{,}16 = 7{,}5;$$

$$m_{т3} = 50[F(0{,}60) - F(0{,}45)] = 50 \cdot (0{,}51 - 0{,}23) = 50 \cdot 0{,}28 = 14{,}0;$$

$$m_{т4} = 50[F(0{,}75) - F(0{,}60)] = 50 \cdot (0{,}75 - 0{,}51) = 50 \cdot 0{,}24 = 12{,}0;$$

$$m_{т5} = 50[F(1{,}05) - F(0{,}75)] = 50 \cdot (0{,}98 - 0{,}75) = 50 \cdot 0{,}23 = 11{,}5.$$

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

$$\chi^2_{ЗНР} = \frac{(5-3{,}5)^2}{3{,}5} + \frac{(6-8{,}0)^2}{8{,}0} + \frac{(12-13{,}5)^2}{13{,}5} + \frac{(19-13{,}5)^2}{13{,}5} + \frac{(8-11{,}0)^2}{11{,}0} = 4{,}37;$$

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

В соответствии с полученными значениями χ^2 по таблице 8 приложения определяем вероятность совпадения опытных и теоретических распределений. Для входа в таблицу рассчитаем число степеней свободы. Тогда

$$r_{ЗНР} = 5-(1+1) = 3; \quad r_{ЗРВ} = 5-(2+1) = 2.$$

Значения критериев χ^2 находим во 2-й и 3-й строках таблицы 8 приложения, а вероятность совпадения P(%) – в верхней строке этой же таблицы. Вероятность совпадения ЗНР при χ^2 = 4,37 составляет P = 26,6%, а ЗРВ при χ^2 = 5,98 – P = 5% (менее 10%). Следовательно, выбранный для выравнивания закон распределения Вейбулла следует признать непригодным.

Таким образом, для выравнивания опытной информации ЗНР подходит лучше, чем ЗРВ. Выбрав окончательно в качестве теоретического закона ЗНР, наносим на графики значения $F(И_{ki})$ и $f(И_{ci})$ и соединяем точки плавной кривой. При этом получаем

теоретические интегральную (*4*) и дифференциальную (*5*) функции распределения износов шлицев. Пример графического оформления результатов расчета приведен на рисунке 4.7.

Определение доверительных границ рассеивания одиночного и среднего значений износа шлицев. В результате измерения износов 50 деталей и их обработки определили, что среднее значение $\overline{И}$ = 0,60 мм. Если же выполнить ту же работу для той же детали, но работавшей в других условиях (например, другой зоне), то окажется, что среднее значение износа будет отличаться от полученного. Таким образом, изменение условий эксплуатации и количества машин, за которыми ведется наблюдение, вызовет изменение количественных характеристик показателя надежности. Хотя эти изменения носят в основном случайный характер, они проходят в определенных границах или в определенном интервале.

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

$$И^{н}_{\beta} = \overline{И} - t_{\beta} \cdot \sigma; \quad И^{в}_{\beta} = \overline{И} + t_{\beta} \cdot \sigma,$$

где $И^{н}_{\beta}$, $И^{в}_{\beta}$ – соответственно нижняя и верхняя доверительные границы рассеивания одиночного значения износа при доверительной вероятности β;

$\overline{И}$ – среднее значение показателя надежности;

t_{β} – коэффициент Стьюдента, который определяется в зависимости от N и выбранной доверительной вероятности β.

Определим доверительные границы рассеивания одиночного показателя надежности. Задавшись доверительной вероятностью β = 0,95 при N = 50, по таблице 9 приложения находим значение коэффициента Стьюдента t_{β} = 2,01.

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

$$И^{н}_{\beta} = 0{,}60 - 2{,}01 \cdot 0{,}20 = 0{,}20 \text{ мм};$$

$$И_\beta^{в} = 0{,}60 + 2{,}01 \cdot 0{,}20 = 1{,}00 \text{ мм}.$$

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

$$\overline{И}_\beta^{н} = \overline{И} - t_\beta \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{N}}; \quad \overline{И}_\beta^{в} = \overline{И} + t_\beta \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{N}},$$

где $\overline{И}_\beta^{н}$, $\overline{И}_\beta^{в}$ – соответственно нижняя и верхняя доверительные границы рассеивания среднего значения износа при доверительной вероятности β.

Тогда нижняя доверительная граница среднего значения износа:

$$\overline{И}_\beta^{н} = 0{,}60 - 2{,}01\frac{0{,}20}{\sqrt{50}} = 0{,}54 \text{ мм},$$

верхняя доверительная граница среднего значения износа:

$$\overline{И}_\beta^{в} = 0{,}60 + 2{,}01\frac{0{,}20}{\sqrt{50}} = 0{,}66 \text{ мм}.$$

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

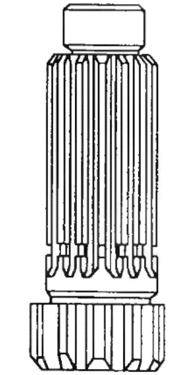
Доверительные границы рассеивания одиночного и среднего значений износа при ЗРВ определяют по формулам (2.76...2.81).

Определение относительной ошибки расчета. Относительная предельная ошибка расчета характеристик износа:

$$\delta_\beta = \frac{\overline{И}_\beta^{в} - \overline{И}}{\overline{И}} \cdot 100 = \frac{(0{,}66 - 0{,}60)}{0{,}60} \cdot 100\% = 10\%.$$

Точность расчетов вполне достаточна, так как по ГОСТу $\delta_\beta \leq 20\%$.

Интервал, мм		0,00...0,15	0,15...0,30	0,30...0,45	0,45...0,60	0,60...0,75	0,75...0,90	0,90...1,05
Частота m_i		2	3	6	12	19	6	2
Опытная вероятность P_i		0,04	0,06	0,12	0,24	0,38	0,12	0,04
Накопл. опытн. вероятность ΣP_i		0,04	0,10	0,22	0,46	0,84	0,96	1,00
ЗНР	$f(И_{ci})$	0,01	0,05	0,16	0,28	0,27	0,15	0,06
	$F(И_{ki})$	0,01	0,07	0,23	0,50	0,77	0,93	0,99
ЗРВ	$f(И_{ci})$	0,01	0,07	0,19	0,28	0,27	0,18	0,07
	$F(И_{ki})$	0,01	0,08	0,23	0,51	0,75	0,92	0,98

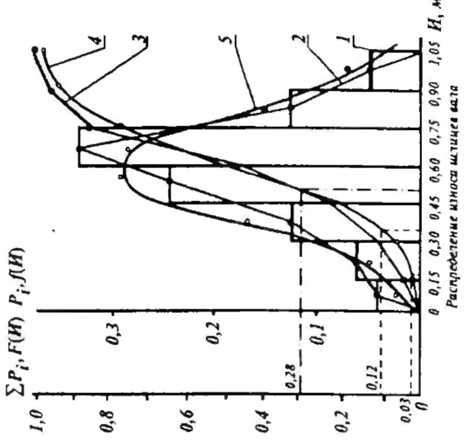


Интервал, мм		0,00...0,03	0,03...0,06	0,06...0,09	0,09...0,12	0,12...0,15	0,15...0,18	0,18...0,21
Частота m_i		2	14	10	9	8	5	2
Опытная вероятность P_i		0,04	0,28	0,20	0,18	0,16	0,10	0,04
Накопл. опытн. вероятность ΣP_i		0,04	0,32	0,52	0,70	0,86	0,96	1,00
ЗНР	$f(И_{ci})$	0,05	0,24	0,22	0,20	0,16	0,08	0,02
	$F(И_{ki})$	0,06	0,30	0,52	0,72	0,88	0,96	0,98
ЗРВ	$f(И_{ci})$	0,06	0,28	0,22	0,16	0,12	0,08	0,06
	$F(И_{ki})$	0,06	0,34	0,56	0,72	0,84	0,92	1,00

№ позиции	Контролируемые дефекты	Размеры, мм		
		чертежн.	допускаемые в сопряжении с деталями бывшими в эксплуатац.	допускаемые в сопряжении с деталями новыми
1	Износ шлицев	$7{,}06^{+0{,}08}_{-0{,}10}$	6,80	6,61
6	Износ шейки	$40_{-0{,}08}$	39,99	39,97

ТЗР	ЗНР
$\overline{И}$	0,60 мм
σ	0,20 мм
C	0,00 мм
V	0,33
$И_\beta^{н}$	0,20 мм
$И_\beta^{в}$	1,00 мм
$\overline{И}_\beta^{н}$	0,54 мм
$\overline{И}_\beta^{в}$	0,66 мм
δ_β	10 %

ТЗР	ЗРВ
$\overline{И}$	0,08 мм
a	0,09 мм
b	2,0
C	0,04 мм
V	0,50
$И_\beta^{н}$	0,02 мм
$И_\beta^{в}$	0,15 мм
$\overline{И}_\beta^{н}$	0,07 мм
$\overline{И}_\beta^{в}$	0,09 мм
δ_β	8 %



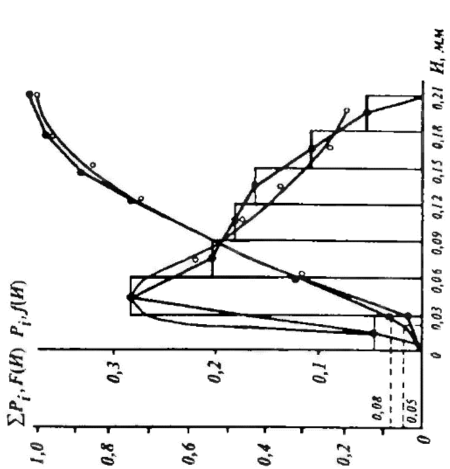


Рис.4.7. Пример графического оформления результатов расчетов

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

– для валов $И_{дб} = d_{min} - d_{дб}$; $И_{дн} = d_{min} - d_{дн}$;
– для отверстий $И_{дб} = D_{дб} - D_{max}$; $И_{дн} = D_{дн} - D_{max}$,

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

В исходных данных к примеру указано (см. табл.4.4), что в соответствии с техническими требованиями на капитальный ремонт шасси трактора допустимый размер шлицев при соединении с деталями, бывшими в эксплуатации, составляет 6,80 мм, а с новыми – 6,61 мм. Тогда в нашем примере при d_{min} = 6,96 мм получим:

$$И_{дб} = 6{,}96 - 6{,}80 = 0{,}16 \text{ мм};$$

$$И_{дн} = 6{,}96 - 6{,}61 = 0{,}35 \text{ мм}.$$

Значения допустимых износов откладывают по оси абсцисс (см. рис.4.6 и 4.7) и из этих точек восстанавливают перпендикуляры до пересечения с теоретической интегральной кривой распределения износов. Из точек пересечения проводят горизонтальные линии до оси ординат и отсчитывают в процентах количество годных деталей и деталей, требующих восстановления.

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