Методика обработки полной информации по надежности технических систем

1. Определить износы измеряемых деталей.

2. Составить сводную ведомость исходной информации.

3. Составить статистический ряд.

4. Определить числовые характеристики:

- среднее значение износа;
- среднее квадратическое отклонение;
- коэффициент вариации.

5.Проверить информацию на наличие выпадающих точек и при необходимости уточнить числовые характеристики износа.

6. Построить опытное распределение износов.

7. Подобрать теоретический закон распределения.

8. Определить доверительные границы рассеивания значений износа.

9. Определить статистическую ошибку.

10. Определить количество деталей, годных без ремонта и подлежащих восстановлению.

Методические указания по определению коэффициентов годности и восстановления деталей

По заданию требуется определить количество деталей, годных без ремонта в соединении с новыми и бывшими в эксплуатации деталями, а также количество деталей, требующих восстановления, то есть определить коэффициенты годности и восстановления. Для этого обучающийся должен измерить размер заданной поверхности у 40-50 изношенных деталей. Измеряемая поверхность должна быть тщательно очищена от загрязнений. Для измерений выбирают инструмент необходимой точности в соответствии с техническими требованиями на капитальный ремонт данной машины. Зная размеры изношенной поверхности деталей, полученные микрометражем, определяют ее износ (для каждой детали). При определении износа ***вала*** полученные микрометражем размеры вычитают из его наименьшего предельного размера, а для ***отверстия*** наоборот наибольший предельный размер вычитают из размеров, полученных при измерении. Методику расчета покажем на примере анализа износов шлицев первичного вала коробки передач трактора типа МТЗ (деталь № 70-1721113).

Размеры (ширина) шлицев (мм):

по чертежу - $7{,}06^{+0{,}03}_{-0{,}10}$

допустимый без ремонта в соединении с деталями бывшими в эксплуатации - 6,80; новыми - 6,61.

Замерена ширина шлицев у 50-ти валов, получены следующие результаты:

6,91; 6,93; 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 определяем 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, мм

d_{min} и D_{max} – соответственно наименьший и наибольший предельные размеры вала и отверстия, мм

В нашем примере $d_{min} = 7{,}06 - 0{,}10 = 6{,}96$ мм.

Тогда износ составит:

$И_1 = 6{,}96 - 6{,}91 = 0{,}05$ мм, $И_2 = 6{,}96 - 6{,}39 = 0{,}57$ мм

$И_3 = 6{,}96 - 6{,}76 = 0{,}20$ мм, $И_4 = 6{,}96 - 6{,}91 = 0{,}65$ мм

Остальные значение износов для сокращения не приводим.

Сводную ведомость (вариационный ряд) информации по износам шлицев представим в виде таблицы 1, в которой полученные расчетом износы расположены в порядке их возрастания.

Таблица 1- Сводная ведомость по износам шлицев

№ п.п	Износ, мм	№ п.п	Износ, мм	№ п.п	Износ, 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.

Статистический ряд информации составляется в виде таблицы (табл. 2), состоящей из пяти срок: интервалы, середины интервалов, частота, опытная вероятность (частость) и накопленная опытная вероятность.

Всю информацию по износам разбиваем на интервалы, количество которых определяется по формуле

$$n = \sqrt{N},$$

где N - количество информации (количество измеренных деталей)

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

Протяженность одного интервала.

$$A = \frac{И_{max} - И_{min}}{n},$$

где $И_{max}$ и $И_{min}$ – соответственно наибольшее и наименьшее значения износов (табл. 1).

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

Протяженность интервала всегда округляют в большую сторону. Интервалы должны быть одинаковыми по величине и прилегать друг к другу без разрывов. Начало первого интервала, или начало рассеивания (сдвиг износов) определяется по формуле

$$C = И_1 - 0{,}5\, A,$$

где $И_1$ – значение износа в первой точке информации (наименьший износ), мм.

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

Принимаем С = 0, так как отрицательного износа не может быть. При распределении износов чаще всего С = 0, то есть нет сдвига рассеивания.

Число интервалов и их протяженность используются для построения первой строки статистического ряда. Вторая строка этого ряда представляет собой середину каждого интервала. Например, для первого интервала:

$$\frac{0+0{,}15}{2} = 0{,}075.$$

Третья строка показывает частоту, то есть, сколько деталей попадает в каждый интервал износов (берут из табл. 1). 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 переходят в четвертый интервал). Если окажется, что последнее одно или несколько значений износа (точек информации) выходят за пределы последнего интервала, то нужно либо добавить еще один интервал, либо увеличить протяженность интервалов (А).

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-ом интервале

$$P_1 = \frac{2}{50} = 0{,}04\ P_2 = \frac{3}{50} = 0{,}06 \text{ и т.д.}$$

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

$$\sum_{i=1}^{n} P_i = \sum_{i=1}^{n} \frac{m_i}{N} = \frac{\sum_1^n m_i}{N},$$

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

$$\text{Или } \sum P_1 = 0{,}04; \sum P_2 = \frac{2+3}{50} = 0{,}1 \text{ и т.д.}$$

Сумма частот $\sum m_1$ по всем интервалам должна быть равна N (т.е. 50), а сумма накопленных опытных вероятностей $\sum P_1 = 1{,}0$.

Таблица 2 - Статистический ряд

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, $И_{ср\ i}$	0,075	0,225	0,375	0,525	0,675	0,825	0,975
Частота	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, $P_{\sum Pi}$	0,04	0,10	0,22	0,46	0,84	0,96	1,00

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

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

Среднее значение износа

$$\overline{И} = \sum_1^n И_{ср\,i} \cdot P_i ,$$

где $И_{ср\,i}$ – значение износа в середине i-го интервала (середина i-го интервала)

P_i – опытная вероятность в i-ом интервале

В нашем примере:

$$\overline{И} = 0{,}075 \cdot 0{,}04 + 0{,}225 \cdot 0{,}06 + 0{,}375 \cdot 0{,}12 + 0{,}525 \cdot 0{,}024 + 0{,}675 \cdot 0{,}38 + 0{,}825 \cdot 0{,}12 + 0{,}975 \cdot 0{,}04 = 0{,}60$$

мм.

.

Среднее квадратическое отклонение:

$$\sigma = \sqrt{\sum_1^n (И_{ср\,i} - \overline{И})^2 \cdot P_1}$$

В нашем примере:

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

Коэффициент вариации:

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

Проверку информации на наличие выпадающих точек осуществляют по формуле

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

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

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

$$\lambda_{on} = \frac{0{,}2-0{,}05}{0{,}2} = 0{,}75.$$

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

$$\lambda_{on} = \frac{1{,}05-0{,}95}{0{,}2} = 0{,}5.$$

Полученные значения λ_{on} сравнивают с табличными значениями критерия Ирвина (см. прил. 2). Если $\lambda_{on} > \lambda_{\tau}$ то такие точки «выпадают», то есть должны быть исключены из информации как недостоверные. В этом случае необходимо перестроить статистический ряд с учетом уменьшения количества информации за счет выпавших точек, вновь рассчитать $\overline{И}$, σ и ν.

В нашем, случае при N=50 и доверительной вероятности α=0,95 табличное значение критерия Ирвина λ_{τ}=1,1, то есть больше λ_{on}. Поэтому с вероятностью 0,95 можно утверждать, что все точки информации достоверны.

Графическое построение опытного распределения износов. Данные табл. 2 используют для построения графиков, наглядно характеризующих опытное распределение случайной величины (в данном случае износов детали): гистограммы 1 и полигона 2 - рис. 1, кривой накопленных (опытных) вероятностей 1 - рис. 2.

При построении опытного распределения износа по оси абсцисс откладывается в произвольно выбранном масштабе значение износа, а по оси ординат - опытная вероятность P_i (рис. 1) или накопленная опытная вероятность $\sum_1^n P_i$ (рис. 2).

Масштаб ординаты следует выбирать придерживаясь правила «золотого сечения»:

$$У = \frac{5}{8}x,$$

где У - длина наибольшей ординаты;

x - длина абсциссы, соответствующей наибольшему значению износа.

Построение гистограммы осуществляется следующим образом (рис. 1).

По оси абсцисс откладывают интервалы в соответствии со статистическим рядом, а по оси ординат - опытную вероятность Р в начале и конце каждого интервала. Соединив построенные в каждом интервале точки, получаем прямоугольник. В результате получается ступенчатый многоугольник - гистограмма. Площадь каждого прямоугольника в процентах от общей площади гистограммы или долях единицы определяет опытную вероятность или количество деталей, у которых износ находится в данном интервале.

Построение полигона (рис. 1) осуществляется по точкам, образованным пересечением абсциссы, равной середине интервала, и ординаты, равной опытной вероятности интервала, то есть надо соединить прямыми линиями середины верхних (горизонтальных) сторон прямоугольников гистограммы.

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

2). Гистограмма и полигон являются дифференциальными, а кривая накопленных опытных вероятностей — интегральным статистическим (опытным) законом распределения случайной величины.

Выбор теоретического закона распределения износов.

Прямой перенос значений износа, полученных при измерении группы деталей на данном ремонтном предприятии, на другие детали машины той же марки осуществлять нельзя. Необходимо по полученной информации определить теоретический закон распределения износов для генеральной совокупности машин, который выражает общий характер изменения износов и исключает частные отклонения, вызванные разнообразием и непостоянством факторов, влияющих на работу машин.

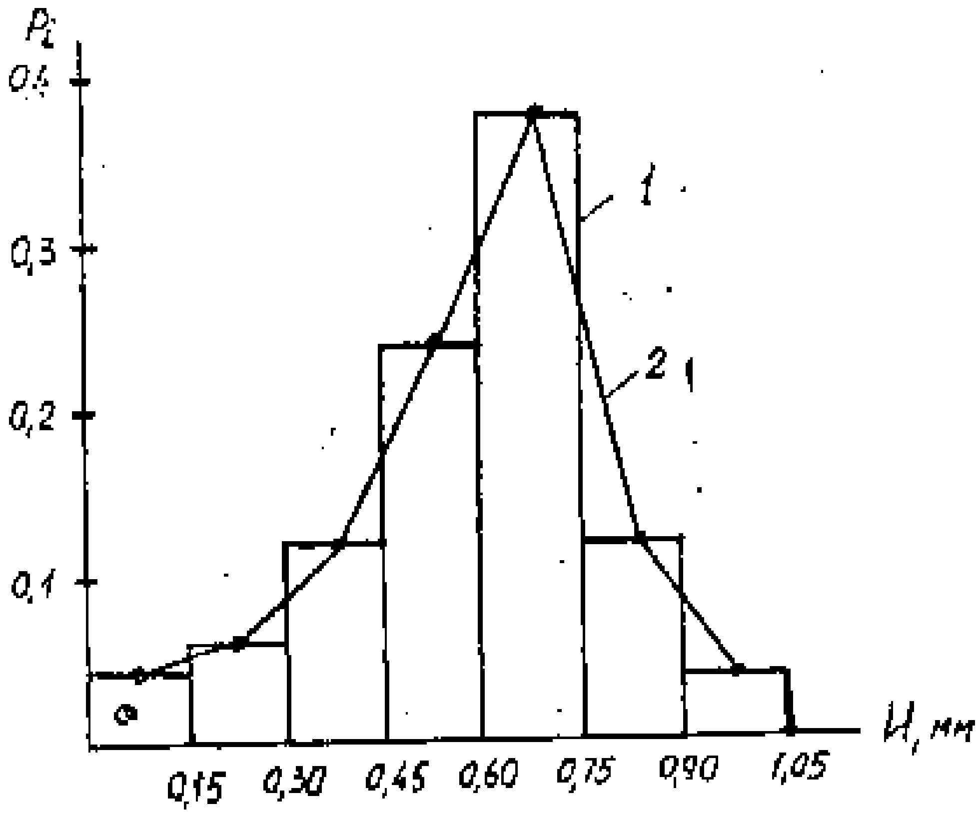

Рис. 1. Гистограмма (1) и полигон (2) распределение износов шлицев

Замена опытного закона распределения теоретическим называется сглаживанием или выравниванием статистической информации. Теоретический закон применим как к полной совокупности, так и любой частной совокупности деталей данного наименования.

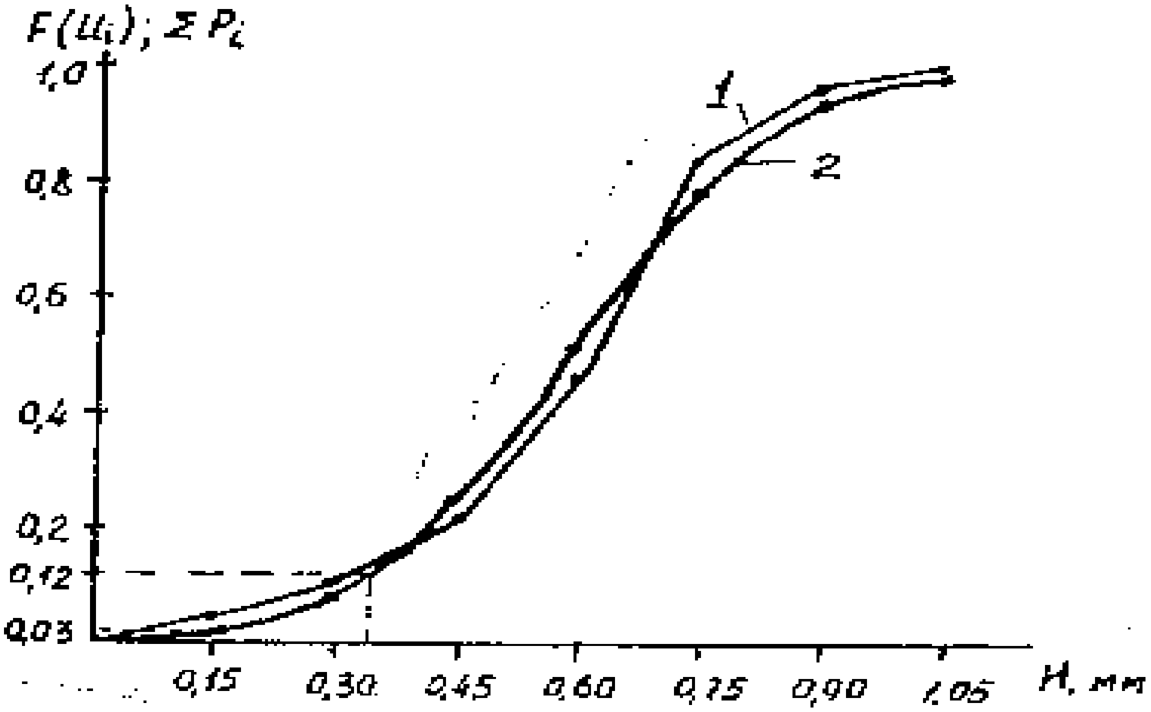

Рис. 2. Кривая накопленных опытных вероятностей (1) и интегральная функция (2) ЗНР износов шлицев

Применительно к надежности сельскохозяйственной техники используются в основном закон нормального распределения (ЗНР) и закон распределения Вейбулла (ЗРВ). Предварительный выбор теоретического закона распределения (ТЗР) осуществляется по величине коэффициента вариации ν. Если $\nu < 0,3$, то распределение подчиняется ЗНР, если $\nu > 0,5$, - ЗРВ.

Если ν лежит в интервале от 0,3 до 0,5 то выбирается тот закон, который лучше совпадает с опытной информацией. Точность совпадения оценивается по критерию согласия.

В нашем примере коэффициент вариации $\nu = 0,33$, поэтому подходят как ЗНР, так ЗРВ. Для окончательного решения необходимо рассчитать интегральную F (И) функцию распределения износа детали по ЗНР и ЗРВ, а затем с помощью критерия согласия выбирать ТЗР.

Значение интегральной функции F (И) ЗНР в конце ***i***-го интервала определяется по формуле

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

где F_0 - так называемая центрированная интегральная функция. Она табулирована и ее значения определяют по приложению 4.

$И_{ki}$ - значение износа в конце ***i*** -го интервала, конец ***i*** -го интервала статистического ряда;

$\overline{И}$ - среднее значение износа;

- среднее квадратическое отклонение.

Необходимо помнить, что F_0 (-И) = 1- F (+И).

В нашем примере И = 0,60, = 0,20, конец первого интервала $И_{ki}$= 0,15. Тогда интегральная функция в конце первого интервала будет равна:

$$F_1(0{,}15) = F_0\left(\frac{0{,}15 - 0{,}60}{0{,}20}\right) =$$

$= F_0\,(-2{,}25) = 1 - F_0\,(2{,}25) = 1 — 0{,}99 = 0{,}01$ (из приложения 4 находим, что $F_0\,(2{,}25) = 0{,}99$). Аналогично определяют значения F (И) для других интервалов.

Например, для седьмого интервала

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

Полученные значения интегральных функций записывают в табл. 3.

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

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

где F_T - табулированное значение интегральной функции. Принимается по приложению 6 в зависимости от $\frac{И_{ki}-C}{\propto}$ и параметра b;

C - сдвиг начала рассеивания;

$\propto$ - параметр ЗРВ, определяется по формуле

$$\propto = \frac{\bar{И}-C}{K_в},$$

где Кв —коэффициент ЗРВ.

Параметр b и коэффициент $К_в$ определяют по приложению 5 в зависимости коэффициента вариации.

В рассматриваемом примере И = 0,60, С = 0, ν = 0,33. По приложению 5 находим, что при ν = 0,33, b = 3,30, $К_{св}$ = 0,90. Тогда:

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

В конце первого интервала

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

По приложению 6 находим, что интегральная функция в конце первого интервала при ν = 0,33 и b= 3,30 будет равна.

$$F_1(0{,}15) = F_T(0{,}22) \approx 0{,}01.$$

Аналогично определяют F (И) для остальных интервалов, а полученные значения записываются в таб. 3. Пользуясь приложением 6, надо иметь в виду, что если b и $\frac{И_{ki}-C}{\propto}$ не точно совпадают с данными таблицы, то F_T (И) следует определять интерполированием.

Окончательный выбор теоретического закона распределения износов выполняют с помощью критерия согласия (см. [3], гл. 1.4.2). Применительно к показателям надежности сельскохозяйственной техники чаще всего используют критерий Пирсона (x^2) и критерий Колмогорова (λ). 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.

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.

Критерий Пирсона дает более точную оценку вероятности совпадения опытного и теоретического законов распределения, но он сложен в расчетах. Критерий Колмогорова прост в определении, но дает 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.

Критерий согласия Колмогорова определяют по формуле

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

где D_{max} - максимальная абсолютная разность между накопленной опытной вероятностью и теоретической интегральной функцией распределения, то есть:

$$D_{max} =_{max} |\textstyle\sum_1^n P_i - F(И_{ki})|,$$

где N - общее количество информации.

Разница между опытным и теоретическим значениями функций определяют для каждого интервала и заносят в табл. 3.

Как видно из таблицы 3, для ЗНР D_{max} = 0,07, а для ЗРВ D_{max} = 0,09. Тогда расчетное значение критерия согласия будет равно:

для ЗНР $\lambda = D_{max}\sqrt{N} = 0,07\sqrt{50} = 0,49$,

для ЗРВ $\lambda = D_{max}\sqrt{N} = 0,09\sqrt{50} = 0,63$.

Из приложения 7 находим вероятность совпадения теоретических законов с опытным распределением:

для ЗНР P (λ) = 0,967;

для ЗРВ P (λ) = 0,864 (при λ = 0,6), а с учетом интерполяции, то есть при λ= 0,63 P (λ) = 0,818.

Таблица 3 - 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
Конец интервала, мм		0,15	0,30	0,45	0,60	0,75	0,90	1,05
Накопл. опытн. вероят. $\sum P_i$		0,04	0,10	0,22	0,46	0,84	0,96	1,00
ЗНР	$\frac{И_{ki} - \bar{И}}{\sigma}$	-2,25	-1,5	-0,75	0	0,75	1,5	2,25
	$F(И_{ki})$	0,01	0,07	0,23	0,50	0,77	0,93	0,99
	$\lvert\sum P_i - F(И_{ki})\rvert$	0,03	0,03	0,01	0,04	0,07	0,03	0,01
ЗРВ	$\frac{И_{ki} - C}{\propto}$	0,22	0,45	0,67	0,89	1,12	1,34	1,56
	$F(И_{ki})$	0,01	0,08	0,20	0,51	0,75	0,92	0,99
	$\lvert\sum P_i - F(И_{ki})\rvert$	0,03	0,02	0,02	0,05	0,09	0,04	0,01

Следовательно, для выравнивания опытной информации ЗНР подходит лучше, чем ЗРВ. Выбрав окончательно в качестве теоретического закона ЗНР, наносим на график (рис. 2) значения его F ($И_{ki}$,) по концам интервалов и соединяем полученные точки плавной кривой, которая будет теоретической интегральной функцией распределения износов шлицев.

Определение доверительных границ рассеивания среднего значения износа шлицев.

В результате измерения износов 50 деталей и их обработки мы нашли, что среднее значение И = 0,60 мм. Если же выполнить ту же работу для той же детали, но работавшей в других условиях (другой зоне, например), то окажется, что среднее значение износа будет отличаться от 0,60 мм. Таким образом, изменение условий эксплуатации и количества машин, за которыми ведется наблюдение, вызовет изменение количественных характеристик показателя надежности. Хотя эти изменения носят случайный характер, они происходят в определенных границах или в определенном интервале. Интервал, в котором при заданной доверительной вероятности α попадают 100α % случаев от N, называется *доверительным интервалом*. Границы, в которых может колебаться среднее значение (или одиночное) показателя надежности, называется *нижней и верхней доверительными границами.*

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

$$\overline{И_{\propto}^{н}} = \overline{И} - t_{\propto}\frac{\sigma}{\sqrt{N}};\ \overline{И_{\propto}^{в}} = \overline{И} + t_{\propto}\frac{\sigma}{\sqrt{N}},$$

где $\overline{И_{\propto}^{н}}$ и $\overline{И_{\propto}^{в}}$ - соответственно нижняя и верхняя доверительные границы рассеивания среднего значения износа при доверительной вероятности α;

$t_{\propto}$ - коэффициент Стьюдента, который определяют по приложению 7 в зависимости от N и выбранной доверительной вероятности α.

В рассматриваемом примере:

$\overline{И}$ =0,60 = 0,20 N = 50.

Задавшись доверительной вероятностью α = 0,95, при N = 50 по приложению 7 находим $t_{\propto}$ = 2,01. Тогда $\overline{И_{\propto}^{н}} = 0{,}60 - 2{,}01\ \frac{0{,}20}{50} = 0{,}60 - 2{,}01 \cdot 0{,}03 = 0{,}54$ мм;

$\overline{И_{\propto}^{в}} = 0{,}60 + 2{,}01\ \frac{0{,}20}{50} = 0{,}66$ мм.

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

Определение относительной ошибки расчета характеристик износа

$$\varepsilon_{\alpha} = \frac{\overline{И_{\propto}^{в}} - \overline{И}}{\overline{И}} \cdot 100 = \frac{0{,}66 - 0{,}60}{0{,}60}\ 100 = 10\%$$

Точность расчетов вполне достаточна, так как по ГОСТу α < 20%.

Определение количества деталей, годных без ремонта и подлежащих восстановлению.

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

для валов $И_{дб} = d_{min} - d_{дб}$;

$И_{дн} = d_{min} - d_{дн}$;

для отверстий $И_{дб} = D_{дб} - D_{max}$;

$И_{дн} = D_{дн} - D_{max}$;

где d_{min} и D_{max} - соответственно наименьший и наибольший предельные размеры вала и отверстия;

$d_{дб}$ и $d_{дн}$ — допустимые без ремонта размеры вала в соединении соответственно с деталями, бывшими в эксплуатации, и с новыми;

$D_{дб}$ и $D_{дн}$- то же самое для отверстий.

В исходный данных к этому пункту задания указано, 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 получим (d_{min} = 6,96):

$И_{дб}$ = 6,96 — 6,80 = 0,16 мм,

$И_{дн}$ = 6,96 - 6,61 = 0,35 мм.

Значения допустимых износов откладывают по оси абсцисс рис. 2 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 % 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 в 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.

Приложение 1

Таблица износа шлицев первичного вала КПП МТЗ
(для учебных целей)

Результаты измерений (мм)										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	6,91	6,39	6,67	6,31	6,61	6,51	6,31	6,31	6,23	5,91
2	6,76	6,76	6,31	6,31	6,61	6,57	6,31	6,31	6,23	6,01
3	6,40	6,31	6,61	6,51	6,38	6,31	6,26	6,23	6,11	6,11
4	6,39	6,61	6,41	6,41	6,38	6,31	6,26	6,11	6,11	6,11
5	6,91	6,51	6,40	6,40	6,37	6,31	6,26	6,11	6,25	6,22
6	6,76	6,66	6,46	6,46	5,96	6,76	6,66	6,36	5,96	6,36

Приложение 2

Коэфициент Ирвина λ_T

Повторяемость информации N	10	20	30	50	100	400
λ_T при α=0,95 λ_T при α=0,99	1,5 2,0	1,3 1,8	1,2 1,7	1,1 1,6	1,0 1,5	0,9 1,3

Приложение 3

Интегральная функция (функция распределения) закона

Нормального распределения $F_0\ (\frac{t_{ki}-\bar{t}}{\sigma})$

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

Приложение 4

Параметры и коэффициенты распределения Вейбулла (ЗРВ)

$$\alpha = \frac{\bar{t}-C}{K_C};\ \alpha = \frac{\sigma}{C_в};\ \bar{t} = \alpha * K_в + C$$

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

Приложение 5

Интегральная функция (функция распределения)
$F(t_{ki}-C)$ закона Вейбулла

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

$\frac{t_{ki} - C}{\alpha}$	b										
	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5	1,6	1,7	1,8	1,9
1,5	0,76	0,78	0,79	0,80	0,82	0,83	0,84	0,85	0,86	0,87	0,89
1,6	0,78	0,80	0,81	0,83	0,84	0,86	0,87	0,88	0,89	0,90	0,91
1,7	0,80	0,82	0,83	0,85	0,86	0,88	0,89	0,90	0,92	0,93	0,94
1,8	0,82	0,84	0,85	0,87	0,88	0,90	0,91	0,92	0,93	0,94	0,95
1,9	0,83	0,85	0,87	0,89	0,90	0,91	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97
2,0	0,85	0,87	0,88	0,90	0,92	0,93	0,94	0,95	0,96	0,94	0,98
2,1	0,86	0,88	0,90	0,91	0,93	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98	0,98
2,2	0,87	0,89	0,91	0,92	0,94	0,95	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99
2,3	0,88	0,90	0,92	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99
2,4	0,89	0,91	0,93	0,94	0,96	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	1,00
2,5	0,90	0,92	0,94	0,95	0,96	0,97	098	0,99	0,99	0,99	1,00
2,6	0,91	0,93	0,94	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00
2,7	0,91	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00
2,8	0,92	0,94	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00
2,9	0,93	0,95	0,96	0,97	0,98	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
3,0	0,93	0,95	0,97	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
3,5	0,95	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
4,0	0,91	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

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

$\frac{t_{ki} - C}{\alpha}$	b									
	2,0	2,1	2,2	2,3	2,4	2,5	2,6	2,7	2,8	2,9
1,9	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00
2,0	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2,1	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2,2	0,99	0,99	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2,3	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2,4	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

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

2,0	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Приложение 6

Критерии Колмогорова P(λ)

Λ	P(λ)	λ	P(λ)	λ	P(λ)
0,0	1,000	0,7	0,711	1,4	0,04
0,1	1,000	0,8	0,544	1,5	0,022
0,2	1,000	0,9	0,393	1,6	0,012
0,3	1,000	1,0	0,270	1,7	0,006
0,4	0,997	1,1	0,178	1,8	0,003
0,5	0,967	1,2	0,112	1,9	0,002
0,6	0,864	1,3	0,068	2,0	0,001

Приложение 7

Коэффициенты t_α, r_1 и r_3 для двухсторонних доверительных границ

α	α= 0,80			α=0,90			α=0,95		
N	t_α	r_1	r_3	t_α	r_1	r_3	t_α	r_1	r_3
10	1,38	1,61	0,70	1,83	1,83	0,64	2,26	2,09	0,59
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	0,70
30	1,31	1,29	0,80	1,70	1,39	0,76	2,04	1,48	0,72
40	1,30	1,24	0,83	1,68	1,32	0,78	2,02	1,40	0,75
50	1,30	1,21	0,84	1,68	1,28	0,80	2,01	1,35	0,77
60	1,30	1,19	0,86	1,67	1,25	0,82	2,00	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

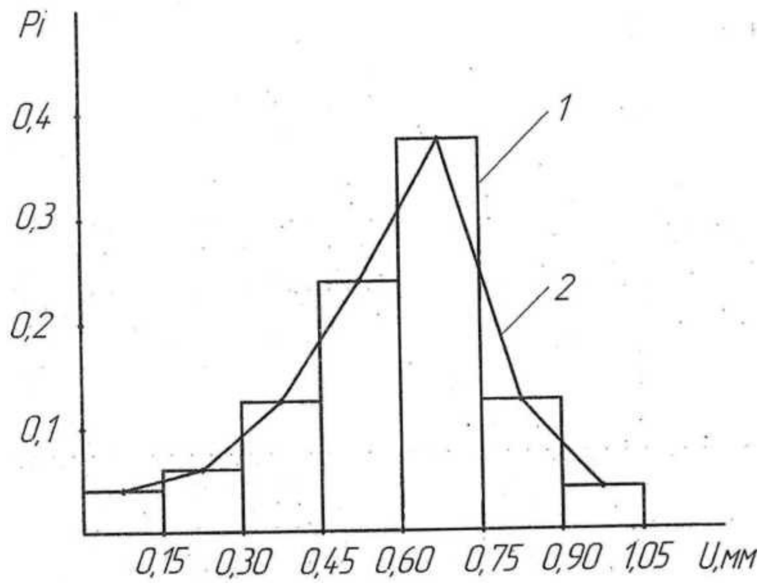

Рис 1. Гистограмма (1) и полигон (2) распределение износов шлицев

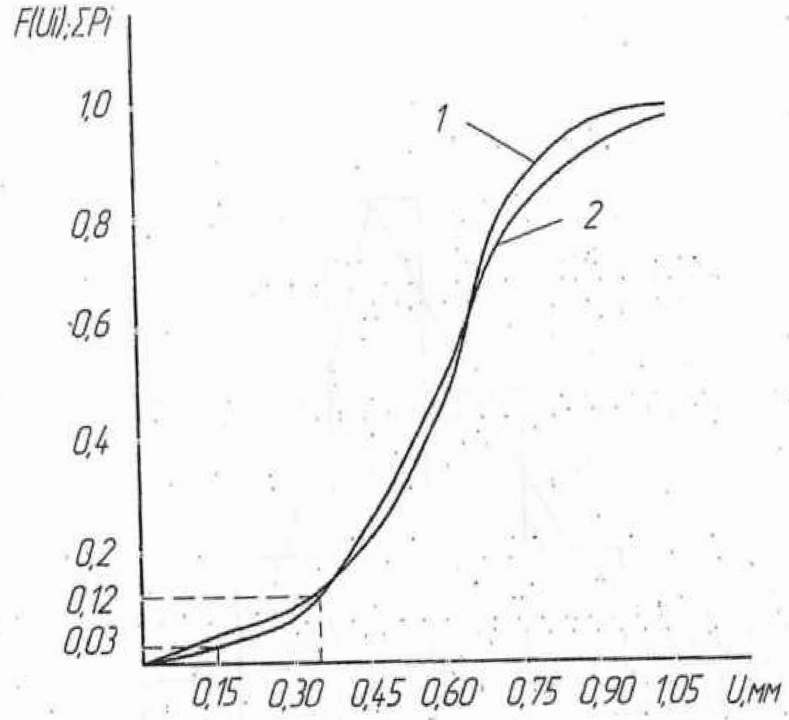

Рис. 2. Кривая накопленных опытных вероятностей (1) и интегральная функция (2) ЗНР износов шлицев

Изм.	Лист	№ докум.	Подп.	Дата
Разраб.				
Пров.				
Т.контр.				
Н.контр.				
Утв.				

Лит.	Масса	Масштаб
		1:1

Лист | Листов 1

Перв. примен. | Справ. № | Подп. и дата | Инв. № дубл. | Взам. инв. № | Подп. и дата | Инв. № подл.

Копировал | Формат А4