**1. Определение коэффициентов годности и восстановления деталей**

**1.1 Определение технических требований к анализируемой поверхности**

Проведём выкопировку эскиза указанной детали и сформируем технические требования на дефектацию заданной поверхности 6 см. [3].

Таблица 1 - Технические требования на дефектацию

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Наименование  детали | Контролируемая  поверхность | Размер детали | | |
| Корпус коробки передач трактора  МТЗ-82 | Поверхность  отверстия под стакан ведущей шестерни 2-й ступени редуктора | по  чертежу | допустимый в сопряжении | |
| 138 +0,040 | с деталями бывшими в эксплуатации | с новыми деталями |
| 138,07 | 138,09 |

Эскиз указанной детали приведен в приложении А.

**1.2 Определение износов деталей и составление вариационного ряда**

Значения размеров изношенных деталей (для отверстия – по возрастанию значений размеров) приведены в таблице 2.

Таблица 2 – Размеры изношенных деталей, мм

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 138,062 | 138,073 | 138,076 | 138,080 | 138,084 | 138,089 | 138,094 | 138,101 | 138,109 | 138,114 |
| 138,062 | 138,073 | 138,078 | 138,081 | 138,085 | 138,089 | 138,094 | 138,101 | 138,109 | 138,116 |
| 138,064 | 138,073 | 138,078 | 138,081 | 138,085 | 138,090 | 138,094 | 138,102 | 138,110 | 138,116 |
| 138,066 | 138,073 | 138,079 | 138,082 | 138,086 | 138,090 | 138,097 | 138,103 | 138,110 | 138,118 |
| 138,068 | 138,074 | 138,079 | 138,082 | 138,086 | 138,091 | 138,097 | 138,104 | 138,110 | 138,118 |
| 138,069 | 138,074 | 138,079 | 138,082 | 138,087 | 138,091 | 138,098 | 138,104 | 138,110 | 138,121 |
| 138,070 | 138,075 | 138,079 | 138,082 | 138,087 | 138,091 | 138,099 | 138,105 | 138,110 | 138,122 |
| 138,071 | 138,075 | 138,079 | 138,083 | 138,088 | 138,092 | 138,099 | 138,106 | 138,111 | 138,126 |
| 138,073 | 138,075 | 138,079 | 138,083 | 138,088 | 138,092 | 138,100 | 138,107 | 138,113 | 138,126 |
| 138,073 | 138,076 | 138,080 | 138,083 | 138,089 | 138,093 | 138,100 | 138,107 | 138,113 | 138,126 |

Вычислим износы деталей и составим их вариационный ряд в виде таблицы 3.

Износ *i*-го отверстия определяют по зависимости

 ; (1)

где  –диаметр i-го изношенного отверстия;

 – наибольший конструктивный размер отверстия;

*N* – число анализируемых деталей.

Пример расчета: износ 1-го отверстия:

мм.

Таблица 3 – 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 | 0,022 | 26 | 0,039 | 51 | 0,049 | 76 | 0,064 |
| 2 | 0,022 | 27 | 0,039 | 52 | 0,049 | 77 | 0,065 |
| 3 | 0,024 | 28 | 0,039 | 53 | 0,050 | 78 | 0,066 |
| 4 | 0,026 | 29 | 0,039 | 54 | 0,050 | 79 | 0,067 |
| 5 | 0,028 | 30 | 0,040 | 55 | 0,051 | 80 | 0,067 |
| 6 | 0,029 | 31 | 0,040 | 56 | 0,051 | 81 | 0,069 |
| 7 | 0,030 | 32 | 0,041 | 57 | 0,051 | 82 | 0,069 |
| 8 | 0,031 | 33 | 0,041 | 58 | 0,052 | 83 | 0,070 |
| 9 | 0,033 | 34 | 0,042 | 59 | 0,052 | 84 | 0,070 |
| 10 | 0,033 | 35 | 0,042 | 60 | 0,053 | 85 | 0,070 |
| 11 | 0,033 | 36 | 0,042 | 61 | 0,054 | 86 | 0,070 |
| 12 | 0,033 | 37 | 0,042 | 62 | 0,054 | 87 | 0,070 |
| 13 | 0,033 | 38 | 0,043 | 63 | 0,054 | 88 | 0,071 |
| 14 | 0,033 | 39 | 0,043 | 64 | 0,057 | 89 | 0,073 |
| 15 | 0,034 | 40 | 0,043 | 65 | 0,057 | 90 | 0,073 |
| 16 | 0,034 | 41 | 0,044 | 66 | 0,058 | 91 | 0,074 |
| 17 | 0,035 | 42 | 0,045 | 67 | 0,059 | 92 | 0,076 |
| 18 | 0,035 | 43 | 0,045 | 68 | 0,059 | 93 | 0,076 |
| 19 | 0,035 | 44 | 0,046 | 69 | 0,060 | 94 | 0,078 |
| 20 | 0,036 | 45 | 0,046 | 70 | 0,060 | 95 | 0,078 |
| 21 | 0,036 | 46 | 0,047 | 71 | 0,061 | 96 | 0,081 |
| 22 | 0,038 | 47 | 0,047 | 72 | 0,061 | 97 | 0,082 |
| 23 | 0,038 | 48 | 0,048 | 73 | 0,062 | 98 | 0,086 |
| 24 | 0,039 | 49 | 0,048 | 74 | 0,063 | 99 | 0,086 |
| 25 | 0,039 | 50 | 0,049 | 75 | 0,064 | 100 | 0,086 |

**1.3 Составление статистического ряда износов**

Число интервалов *n* определяют по зависимости:

 (2)

с последующим округлением полученного результата до целого числа

=.

Длину интервалов  вычисляют по зависимости:

, (3)

где и – наибольшее и наименьшее значения СВ из вариационного ряда соответственно.

мм.

Начало *t*н*i* и конец *t*к*i* *i*-го интервала вычисляют по следующим зависимостям:

*t*н1= *t*min; *t*н*i*= *t*к(*i*–1); *t*к*i* = *t*н*i* + *h* (4)

Пример решения:

*t*н1= *t*min=0,022 мм;

*t*к*1* = *t*н*1* + *h*=0,022+0,0064=0,0284 мм.

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

Ее значение определяется по зависимости:

, (5)

где  – значение СВ в середине *i*-го интервала.

Пример решения:

.

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

 (6)

Пример решения:

.

Таким образом, статистическим рядом распределения является таблица 4, в которой указаны границы и середины интервалов, опытные частоты, опытные и накопленные опытные вероятности.

Таблица 4 – Статистический ряд распределения износов

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Границы  интервала,  мм | 0,0220  ...  0,0284 | 0,0284  ...  0,0348 | 0,0348  ...  0,0412 | 0,0412  ...  0,0476 | 0,0476  ...  0,0540 | 0,0540  ...  0,0604 | 0,0604  ...  0,0668 | 0,0668  ...  0,0732 | 0,0732  ...  0,0796 | 0,0796  …  0,0860 |
| Середина интервала,  мм | 0,025 | 0,031 | 0,038 | 0,044 | 0,050 | 0,057 | 0,063 | 0,070 | 0,076 | 0,082 |
| Опытная частота | 5 | 11 | 17 | 14 | 15,5 | 7,5 | 8 | 12 | 5 | 5 |
| Границы  интервала,  мм | 0,0220  ...  0,0284 | 0,0284  ...  0,0348 | 0,0348  ...  0,0412 | 0,0412  ...  0,0476 | 0,0476  ...  0,0540 | 0,0540  ...  0,0604 | 0,0604  ...  0,0668 | 0,0668  ...  0,0732 | 0,0732  ...  0,0796 | 0,0796  …  0,0860 |
| Опытная вероятность | 0,05 | 0,11 | 0,17 | 0,14 | 0,155 | 0,075 | 0,08 | 0,12 | 0,05 | 0,05 |
| Накопленная опытная вероятность | 0,05 | 0,16 | 0,33 | 0,47 | 0,625 | 0,7 | 0,78 | 0,9 | 0,95 | 1 |

**1.4 Определение числовых характеристик статистической совокупности износов**

Наиболее применяемыми числовыми характеристиками совокупности значений случайной величины являются:

– среднее значение, характеризующее центр группирования случайной величины;

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

Так как  > 25, то характеристики вычисляются по зависимостям:

, (7)



, (8)



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

 (9)

где при *N* > 25 *t*см= *t*н1 –0,5*h*;

*t*см= *t*н1 –0,5*h*=0,022 - 0,5∙0,0064= 0,0188 мм.



**1.5 Проверка однородности информации об износах**

Проверку на выпадающие точки проводят по критерию Ирвина , который вычисляют по зависимости:

, (10)

где  и  – смежные значения случайной величины вариационного ряда.

Проверку начинают с крайних значений случайной величины. Вычисленное  сравнивают с табличным значением , взятом из табл. В.1 [1], при доверительной вероятности  и числе наблюдений .

При  переходят к проверке однородности следующего значения СВ. При  проверяемое значение СВ признают выпадающим (экстремальным), и оно исключается из выборочной совокупности наблюдений.

Пример решения:

.

 при N=100, значение критерия Ирвина 

Вычисленные значения критерия Ирвина запишем в таблицу 5.

Таблица 5 – Значения критерия Ирвина

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| - | 0 | 0 | 0 | 0,063 | 0 | 0,063 | 0,063 | 0,126 | 0,063 |
| 0 | 0 | 0,126 | 0,063 | 0,063 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,126 |
| 0,126 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,063 | 0 | 0,063 | 0,063 | 0 |
| 0,126 | 0 | 0,063 | 0,063 | 0,063 | 0 | 0,189 | 0,063 | 0 | 0,126 |
| 0,126 | 0,063 | 0 | 0 | 0 | 0,063 | 0 | 0,063 | 0 | 0 |
| 0,063 | 0 | 0 | 0 | 0,063 | 0 | 0,063 | 0 | 0 | 0,189 |
| 0,063 | 0,063 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,063 | 0,063 | 0 | 0,063 |
| 0,063 | 0 | 0 | 0,063 | 0,063 | 0,063 | 0 | 0,063 | 0,063 | 0,253 |
| 0,126 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0,063 | 0,063 | 0,126 | 0 |
| 0 | 0,063 | 0,063 | 0 | 0,063 | 0,063 | 0 | 0 | 0 | 0 |

Вычисленные значения  сравним с табличным значением 

Взятом из таблицы В.1 [1] при доверительной вероятности  и числе наблюдений N=100



Отсюда следует, что все точки однородны.

**1.6 Графическое построение опытного распределения износов**

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 строим гистограмму, полигон и график накопленной опытной вероятности (приложения Б, В, Г).

**1.7 Выравнивание опытной информации теоретическим законом распределения**

**1.7.1 Выдвижение гипотезы о предполагаемом теоретическом законе распределения**

Вычисленное значение коэффициента вариации V=0,492

При значении коэффициента вариации V=0,30…0,50 возникает неопределённость. В этой ситуации гипотезы о НЗР и ЗРВ являются равноправными, поэтому производится расчёт дифференциального и интегрального законов распределения обоих видов с последующей проверкой правдоподобия каждого из них по одному из критериев согласия и принятием соответствующего решения.

**1.7.2 Расчет и построение дифференциального и интегрального ТЗР**

Для нормального закона распределения

Так как при составлении статистического ряда (см. таблицу 4) были вычислены не статистические плотности функции распределения , а опытные вероятности попадания наблюдений в -й интервал , то для обеспечения сравнимости распределений вычислим теоретические вероятности этих же событий по зависимости:

, (11)

где  – длина интервала, принятая при построении статистического ряда;

 – квантиль нормального распределения, значение которого вычислено для середины -го интервала ;

 – значение центрированной и нормированной плотности распределения из приложения Г [1] (при этом следует учесть, что );

*n* - число интервалов, принятое при составлении статистического ряда.

Пример решения для середины 1-го интервала:



Значения теоретических вероятностей запишем в таблицу 6.

Таблица 6 - Значения теоретических вероятностей

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Середина интервала,  мм | 0,025 | | 0,031 | | 0,038 | | 0,044 | | 0,050 | | 0,057 | | 0,063 | | 0,070 | | 0,076 | | 0,082 | |
| Плотность функции распределения f(z) | 0,11 | | 0,19 | | 0,29 | | 0,37 | | 0,4 | | 0,37 | | 0,29 | | 0,19 | | 0,11 | | 0,05 | |
| Теоретическая  вероятность | | 0,044 | | 0,076 | | 0,117 | | 0,149 | | 0,162 | | 0,149 | | 0,117 | | 0,076 | | 0,044 | | 0,02 |

Вычисление функции распределения  осуществляется по зависимости:

; , (12)

где – квантиль нормального распределения, значение которого вычислено для конца -го интервала ;

 – значение интегральной функции нормального распределения (при этом следует учесть, что ).

Вычислим функцию распределения  на 1-м интервале:

.

Значения функции распределения запишем в таблицу 7.

Таблица 7 – Значения функции распределения

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Границы  интервала,  мм | 0,0220  ...  0,0284 | 0,0284  ...  0,0348 | 0,0348  ...  0,0412 | 0,0412  ...  0,0476 | 0,0476  ...  0,0540 | 0,0540  ...  0,0604 | 0,0604  ...  0,0668 | 0,0668  ...  0,0732 | 0,0732  ...  0,0796 | 0,0796  …  0,0860 |
| Функция распределения | 0,08 | 0,16 | 0,27 | 0,42 | 0,58 | 0,73 | 0,84 | 0,92 | 0,97 | 0,99 |

Используя значение функции распределения, можно определить теоретическое число интересующих нас событий (число отказов в *i*-м интервале) по формуле:

 (13)

Определяем теоретическое число отказов в 1-м интервале: отказов.

Определим значения теоретических чисел для каждого интервала и заполним таблицу 8.

Таблица 8 – Значения теоретических чисел для каждого интервала

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Функция распределения | 0,08 | 0,16 | 0,27 | 0,42 | 0,58 | 0,73 | 0,84 | 0,92 | 0,97 | 0,99 |
| Теоретическая  частота | 8 | 8 | 11 | 15 | 16 | 15 | 11 | 8 | 5 | 2 |

Для закона распределения Вейбулла.

Рассуждая аналогично п. 1.7.2, вычислим не , а теоретические вероятности попадания СВ в -й интервал, например, вероятность отказа объекта в -м интервале по зависимости:

; , (14)

где *a, b -* параметры закона распределения, причем *а* параметр масштаба, имеющий размерность случайной величины *t*;

*b -* параметр формы (безразмерная величина);

 *-* смещение зоны рассеивания случайной величиныt;

значения функции  приведены в таблице Е.2[1].

Параметр  определяют, используя коэффициент вариации. Из этого же приложения выбирают значения коэффициентов  и :



Параметр  рассчитывают по одному из уравнений:

 или .



Пример решения для середины 1-го интервала:



Значения теоретических вероятностей запишем в таблицу 9.

Таблица 9 – Значения теоретических вероятностей

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Середина интервала,  мм | 0,025 | 0,031 | 0,038 | 0,044 | 0,050 | 0,057 | 0,063 | 0,070 | 0,076 | 0,082 |
| Плотность функции распределения f(t) | 0,2 | 0,55 | 0,78 | 0,84 | 0,84 | 0,74 | 0,57 | 0,48 | 0,32 | 0,19 |
| Теоретическая  вероятность | 0,034 | 0,095 | 0,135 | 0,146 | 0,146 | 0,128 | 0,099 | 0,083 | 0,055 | 0,033 |

Функция распределения Вейбулла имеет вид:

 (15)

Данная функция зависит от двух аргументов – от параметра  и обобщенного параметра . Ее значения могут быть вычислены непосредственно по зависимости (15) или определены по таблице (приложение Ж [1]). Входами в эту таблицу являются:

– значение параметра ;

– значение обобщенного параметра ,

где  – значение случайной величины на конце *i*-го интервала.

Вычислим функцию распределения  на 1-м интервале:



Значения функции распределения запишем в таблицу 10.

Таблица 10 – Значения функции распределения

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Границы  интервала,  мм | 0,0220  ...  0,0284 | 0,0284  ...  0,0348 | 0,0348  ...  0,0412 | 0,0412  ...  0,0476 | 0,0476  ...  0,0540 | 0,0540  ...  0,0604 | 0,0604  ...  0,0668 | 0,0668  ...  0,0732 | 0,0732  ...  0,0796 | 0,0796  …  0,0860 |
| Функция распределения | 0,050 | 0,148 | 0,286 | 0,443 | 0,598 | 0,732 | 0,835 | 0,907 | 0,951 | 0,977 |

Используя значение функции распределения, можно вычислить теоретическое число интересующих нас событий, например, число отказов машин в -м интервале по формуле:

 (16)

где *N* – общее число испытуемых (подконтрольных) объектов.

Определяем теоретическое число отказов в 1-м интервале:



Определим значения теоретических чисел для каждого интервала и заполним таблицу 11.

Таблица 11 – Значения теоретических чисел для каждого интпрвала

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Функция распределения | 0,050 | 0,148 | 0,286 | 0,443 | 0,598 | 0,732 | 0,835 | 0,907 | 0,951 | 0,977 |
| Теоретическая  частота | 5 | 9,86 | 13,78 | 15,74 | 15,45 | 13,38 | 10,34 | 7,16 | 4,48 | 2,53 |

По вычисленным значениям  и  для всех интервалов строят графики  и , которые приведены в приложениях В и Г.

Результаты выравнивания опытных данных теоретическими законами распределения представим в виде таблицы 12.

Таблица 12 – Результаты выравнивания опытных данных теоретическими законами распределения

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Границы  интервала,  мм | | | 0,0220  ...  0,0284 | 0,0284  ...  0,0348 | 0,0348  ...  0,0412 | 0,0412  ...  0,0476 | 0,0476  ...  0,0540 | 0,0540  ...  0,0604 | 0,0604  ...  0,0668 | 0,0668  ...  0,0732 |
| Середина интервала,  мм | | | 0,025 | 0,031 | 0,038 | 0,044 | 0,050 | 0,057 | 0,063 | 0,070 |
| Опытная частота | | | 5 | 11 | 17 | 14 | 15,5 | 7,5 | 8 | 12 |
| Дифференциальный закон  распределения | Опытная вероятность | | 0,05 | 0,11 | 0,17 | 0,14 | 0,155 | 0,075 | 0,08 | 0,12 |
| Теоретическая  вероятность | НЗР | 0,044 | 0,076 | 0,117 | 0,149 | 0,162 | 0,149 | 0,117 | 0,076 |
| ЗРВ | 0,034 | 0,095 | 0,135 | 0,146 | 0,146 | 0,128 | 0,099 | 0,083 |
| Интегральный закон  распределения | Накопленная опытная вероятность | | 0,05 | 0,16 | 0,33 | 0,47 | 0,625 | 0,7 | 0,78 | 0,9 |
| Функция распределения | НЗР | 0,08 | 0,16 | 0,27 | 0,42 | 0,58 | 0,73 | 0,84 | 0,92 |
| ЗРВ | 0,050 | 0,148 | 0,286 | 0,443 | 0,598 | 0,732 | 0,835 | 0,907 |
| Теоретическая  частота | | НЗР | 8 | 8 | 11 | 15 | 16 | 15 | 11 | 8 |
| ЗРВ | 5 | 9,86 | 13,78 | 15,74 | 15,45 | 13,38 | 10,34 | 7,16 |

**1.7.3 Проверка правдоподобия (сходимости) опытного и теоретического законов распределения**

Критерий Пирсона вычисляют по зависимости:

, (17)

где  – опытная частота попадания СВ в *i*-й интервал статистического ряда (берется из таблицы 4);

*n* – число интервалов статистического ряда;

 – значение функции распределения (интегральной функции) соответственно в конце *i*-го и -го интервалов;

 – теоретическая частота в *i*-м интервале статистического ряда.

Делаем проверку для НЗР:



Делаем проверку для ЗРВ:



Значение критерия, вычисленное по зависимости (17) для НЗР , а для ЗРВ ; число степеней свободы , где *n* – число интервалов статистического ряда, а *m* – число параметров ТЗР (для НЗР и ЗРВ *m* = 2); приняты уровень значимости (вероятность необоснованного отклонения гипотезы) . Необходимо выбрать ТЗР, наиболее адекватный распределению статистической информации.

По таблице В.2 приложения В [1]  и k=5 определяем критическое значение -критерия: .

Сравниваем  с . Так как только для ЗРВ, то делаем заключение о том, что выдвинутая гипотеза о сходимости опытного с теоретическим распределением ЗРВ с вероятностью  не отвергается.

Для принятия окончательного решения определим вероятность подтверждения проверяемых ТЗР. Для этого опять используем таблицу В.2 [1]. Войдя в таблицу по этим значениям с учетом интерполяции определяем, что вероятность подтверждения выдвинутой гипотезы о ЗРВ в данном примере *P* =19%.

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

**1.8 Интервальная оценка числовых характеристик износов**

Закон распределения Вейбулла.

В этом случае доверительные границы определяют по формуле:

, (18)

где  - коэффициенты распределения Вейбулла, и  выбираются из таблицы В.3 приложения В[1];



Следовательно:

 - нижняя граница доверительного интервала;

 - верхняя граница доверительного интервала.

С вероятностью  можем утверждать, что истинное значение математического ожидания попадет в интервал от 0,0482мм до 0,0540мм.

**1.9 Определение относительной ошибки переноса**

Более правильно характеризовать точность оценки показателя надежности относительной ошибкой, которая позволяет корректно сравнивать объекты, в том числе и по разнородным показателям.

 (19)

где  – верхняя граница изменения среднего значения показателя надежности, установленная с доверительной вероятностью ;

 – оценка среднего значения показателя надежности.

Вычислим относительную ошибку переноса:



Максимально допустимая ошибка переноса ограничивается величиной 20%, т.е. .

**1.10 Определение числа годных и требующих восстановления деталей**

1) определим допустимые износы анализируемых деталей при их сопряжении с новыми  и бывшими в эксплуатации  деталями.

Для отверстия: 

где  – допустимый размер отверстия при сопряжении его с новыми деталями;

 – допустимый размер отверстия при сопряжении его с деталями, бывшими в эксплуатации;

 – наибольший предельный размер отверстия.



2) вычисленное значение допустимого износа  отверстия отложили по оси абсцисс (Приложение Г). Из него восстановим перпендикуляр до пересечения с теоретической кривой износов . Полученную точку спроектируем на ось ординат и снять значение вероятности  того, что детали окажутся годными (их восстановление не потребуется), при условии их сборки с новыми сопрягаемыми деталями. При этом число годных деталей  может быть вычислено по зависимости:

 (20)



3) выполняя аналогичные графические построения для значения , определяют число годных деталей при сопряжении их с деталями, бывшими в эксплуатации:

 (21)



4) число деталей, требующих восстановления , определяется как

 (22)



5) следует заметить, что большее практическое значение имеют не сами числа , , , а соответствующие коэффициенты, значения которых определяются ниже.

Коэффициент годности анализируемых деталей:



Коэффициент восстановления деталей:

=1-0,53=0,47.

**Вывод**

По значениям вычисленных коэффициентов можно сделать вывод,что необходимо более тщательно планировать производственную программу ремонтного предприятия по анализируемой детали.