

Министерство сельского хозяйства Российской Федерации
ФГБОУ ВО «Кубанский государственный аграрный
университет имени И. Т. Трубилина»

М. И. Чеботарёв, М. Р. Кадыров, И. В. Масиенко

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВЕЛИЧИНЫ ИЗНОСА ПОВЕРХНОСТЕЙ ДЕТАЛЕЙ

Учебно - методическое пособие

Краснодар
КубГАУ
2017

УДК
ББК

Р е ц е н з е н т :

А. С. Брусенцов – доцент Кубанского государственного аграрного университета, канд. техн. наук

Чеботарёв М. И.

Ч-34 Определение величины износа поверхностей деталей : учеб.-метод. пособие / М. И. Чеботарёв, М. Р. Кадыров, И. В. Масиенко. – Краснодар : КубГАУ, 2016. – 66 с.

Представлены основные понятия теории вероятностей и методика определения величины износа поверхностей деталей, приведён пример расчёта.

Предназначено для студентов направлений 35.03.06 «Агроинженерия», профиль «Технические системы в агробизнесе» (балаквариат), 23.05.01 «Наземные транспортно-технологические средства» (специалитет).

© Чеботарёв М. И.,
Кадыров М. Р.,
Масиенко И.В., 2016
© ФГБОУ ВО «Кубанский
государственный аграр-
ный университет имени
И. Т. Трубилина», 2016

ВВЕДЕНИЕ

Значения износов поверхностей деталей машин и механизмов, полученные при измерении, являются случайными величинами, имеющими разброс внутри какого-то интервала. Другими словами, значение износа одной и той же поверхности определенного количества деталей имеет поле рассеяния. При этом возникает вопрос, какой износ при определении технологии восстановления (по величине) наиболее характерен, часто встречающийся, а какой восстанавливать нецелесообразно, ввиду значительных затрат, а возможно и снижения качества восстановленной поверхности.

Выполнив математическую обработку результатов износа заданного количества деталей, находят, с принятой вероятностью (как правило, 95 %), экономически обоснованный порог износа, после которого восстановление экономически нецелесообразно.

Целью излагаемого материала является практическое освоение методики математической обработки опытных значений случайной величины на примере износа рабочей поверхности детали для получения количественных оценок основных числовых характеристик, которые определяют выбор рационального способа ее восстановления.

1 ОСНОВНЫЕ ПОНЯТИЯ ТЕОРИИ ВЕРОЯТНОСТЕЙ

1.1 Теория вероятности. Случайная величина. Функция распределения и плотность вероятности

Теория вероятности – это наука, занимающаяся изучением закономерностей массовых случайных явлений

Предметом исследования теории вероятностей является *результат* (исход) измерения (испытания).

Под результатом (исходом) измерения (испытания) в ремонте машин понимают *величину износа* детали.

Понятие случайной величины является одним из центральных понятий теории вероятностей. Под *случайной величиной* понимается величина, принимающая в результате измерения (испытания) какое-либо числовое значение, заранее неизвестное.

Случайная величина, принимающая конечное число или последовательность различных фиксированных значений, называется *дискретной случайной величиной*. Примеры дискретных случайных величин: число очков, выпавших на игральной кости (положительным результатом считается число очков на верхней грани); число выстрелов до первого попадания; число машин в очереди на заправку; число положительных исходов при n испытаниях и т. д.

Случайная величина, принимающая при испытаниях все значения из некоторого интервала, называется *непрерывной случайной величиной*. Примерами непрерывных случайных величин могут служить: погрешность измерения линейного размера детали, наработка машины на отказ, величина износа детали поступившей на восстановление, время ожидания обслуживания и т. п.

Чтобы охарактеризовать дискретную случайную величину, прежде всего, необходимо указать возможные ее значения. Однако этого недостаточно: нужно знать, насколько часто возникают различные значения этой величины. Последнее лучше всего характеризуется вероятностью отдельных ее значений.

Соотношение, устанавливающее связь между значениями случайной величины и вероятностями этих значений, называют законом распределения вероятностей случайной величины.

Для дискретной случайной величины закон распределения удобно записывать в виде таблицы:

Таблица 1.1 – Распределение случайной величины

| | | | | |
|--------------------------------|-------|-------|-----|-------|
| Значение случайной величины | x_1 | x_2 | ... | x_n |
| Вероятность случайной величины | P_1 | P_2 | ... | P_n |

Например, в вышеприведенном случае с игральной костью возможные значения равновероятны, и закон распределения будет выглядеть так:

Таблица 1.2 – Распределение случайной величины игральной кости

| | | | | | | | |
|--------------------------------|-------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Значение случайной величины | x_i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| Вероятность случайной величины | P_i | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 | 1/6 |

Если центр тяжести игральной кости сместить в сторону граней 2 и 3, то эти две грани будут чаще других оказываться внизу или сбоку. В этом случае закон распределения может выглядеть следующим образом:

Таблица 1.3 – Распределение случайной величины игральной кости со смещённым центром тяжести

| | | | | | | | |
|--------------------------------|-------|------|------|------|------|------|------|
| Значение случайной величины | x_i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| Вероятность случайной величины | P_i | 2/10 | 1/10 | 1/10 | 2/10 | 2/10 | 2/10 |

Очевидно, что вероятность положительного результата для граней 2 и 3 будет уменьшаться по мере приближения центра тяжести в игральной кости к ребру между гранями 2 и 3. Очевидно также, что для любого конкретного смещения центра тяжести можно установить опытные вероятности положительных исходов для всех граней путем осуществления серий многократных испытаний.

Для непрерывной случайной величины задать закон распределения в виде таблицы невозможно, поскольку невозможно перечислить все значения этой величины (их бесконечное множество). Поэтому ее характеризуют не вероятностями отдельных значений,

а вероятностью того, что случайная величина примет значения из определенного интервала, т. е. вероятностью неравенства вида $\alpha < X < \beta$ [1].

В дальнейшем будем говорить о вероятности неравенства $-\infty < X < x$, т. е., вероятности того, что случайная величина X принимает значение, меньшее x . Эта вероятность $P(X < x)$ является функцией от x . Обозначим ее через $F(x)$:

$$F(x) = P(X < x). \quad (1.1)$$

Функция распределения – это вероятность того, что при очередном испытании (измерении) непрерывная случайная величина X будет меньше аргумента x .



Рисунок 1.1 – Положение непрерывной случайной величины в заданном интервале

Функцию $F(x)$ называют интегральным законом распределения или функцией распределения случайной величины.

Функцию распределения (интегральный закон распределения) можно построить для случайных величин любого типа – как непрерывных, так и дискретных.

Дискретная случайная величина имеет вид [1].

$$F(x) = P(X < x) = P(-\infty < X < x) = \sum_{x_i < x} P_i. \quad (1.2)$$

суммирование распространяется на значения x_i , удовлетворяющие неравенству $x_i < x$. В промежутке между двумя последующими значениями X функция $F(x)$ постоянна. При переходе же аргумента x через возможное значение x_i случайной величины функция $F(x)$ скачком возрастает на величину $P_i = P(X = x_i)$, так что x_i будет точкой разрыва первого рода функции $F(x)$. Таким образом, функция распределения для дискретной случайной величины будет ступенчатой функцией.

Для непрерывных случайных величин, кроме интегральной функции распределения, довольно часто используется ее производная – плотность вероятности или дифференциальный закон распределения:

$$f(x) = F'(x). \quad (1.3)$$

Функция распределения – величина безразмерная. Это следует из того, что вероятность есть величина безразмерная по определению, а функция распределения есть не что иное, как вероятность.

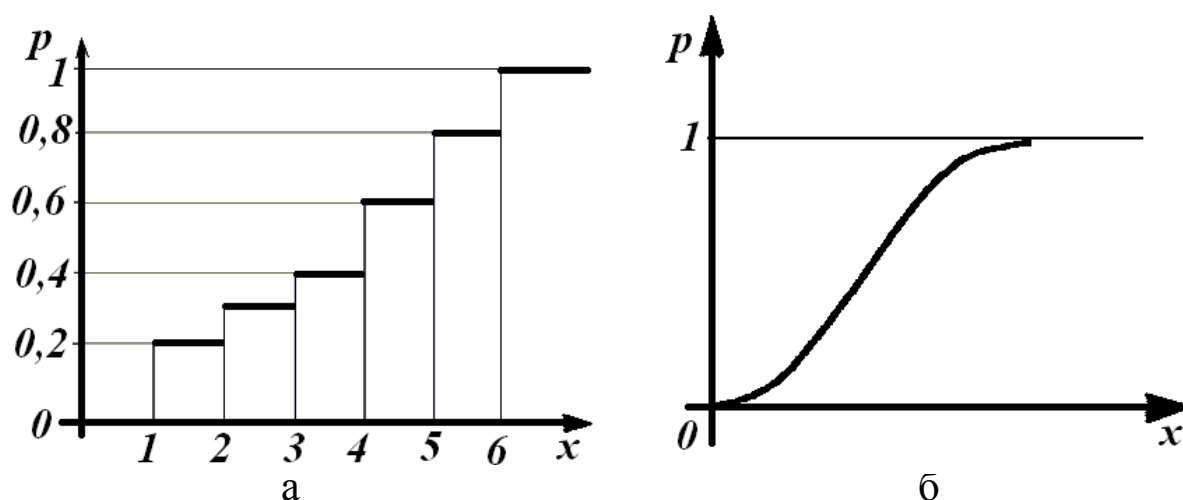


Рисунок 1.2 - Графики законов распределения случайных величин
а – дискретной; б – непрерывной

Случайная величина износа детали лучше всего описывается законами нормального распределения (ЗНР) и распределения Вейбулла (ЗРВ) [1].

Ниже приведены формулы и графики плотности вероятности для двух наиболее часто встречающихся законов распределения непрерывных случайных величин:

– нормальное распределение (ЗНР)

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}\right); \quad (1.4)$$

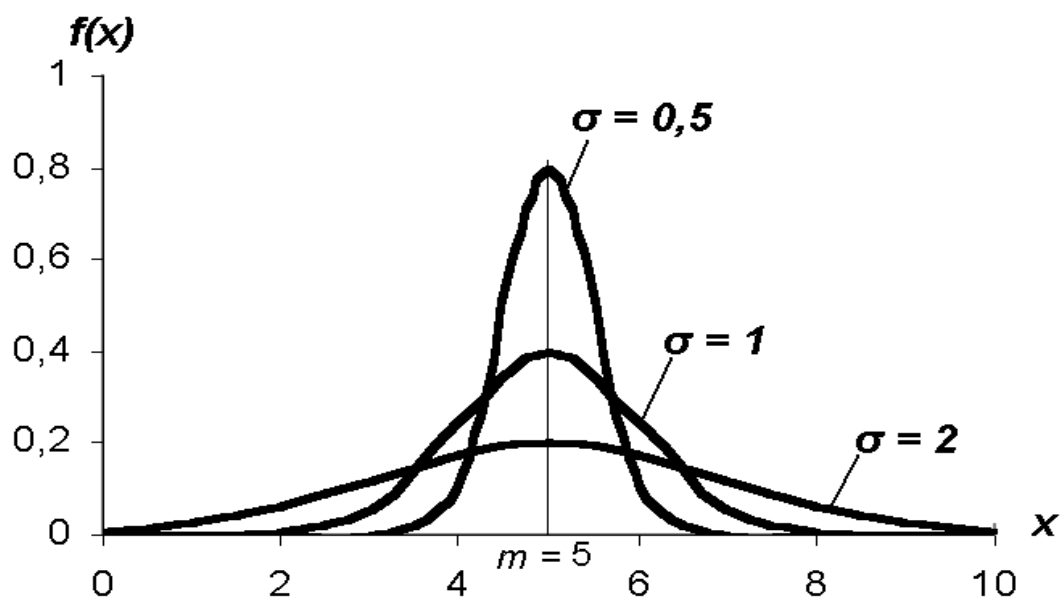


Рисунок 1.3 – Плотность закона нормального распределения (ЗНР)

– распределение Вейбулла (ЗРВ)

$$f(x) = \frac{b}{a^b} x^{b-1} \exp\left(-\left(\frac{x}{a}\right)^b\right). \quad (1.5)$$

В теории надежности и других прикладных науках часто используется трехпараметрическое распределение Вейбулла

$$f(x) = \frac{b}{a} \left(\frac{x-c}{a}\right)^{b-1} e^{-\left(\frac{x-c}{a}\right)^b}, \quad (1.6)$$

где a – масштабный параметр, определяющий «вытянутость» или «сжатость» распределения по оси абсцисс;

b – параметр формы, определяющий положение вершины кривой плотности распределения;

c – параметр смещения (сдвига), определяющий смещение начала поля рассеяния относительно начала координат.

На рисунке 1.4 показано, как изменяется вид плотности ЗРВ в зависимости от значений его параметров.

Параметр « a » характеризует «растянутость» или «сжатость» кривой распределения по оси абсцисс и иногда называется масштабным параметром.

Параметр «b» определяет форму кривой распределения (асимметричность, пологовершинность) и называется параметром формы. В частности, при $b = 1$ максимум у кривой плотности отсутствует, и распределение превращается в экспоненциальное.

Параметр «c» определяет положение начала кривой на оси абсцисс и называется параметром сдвига. В частности, при $c = 0$ кривая распределения начинается в начале координат (распределение становится двухпараметрическим).

Параметр «b» – величина безразмерная, остальные два параметра имеют размерность случайной величины, описываемой данным законом.

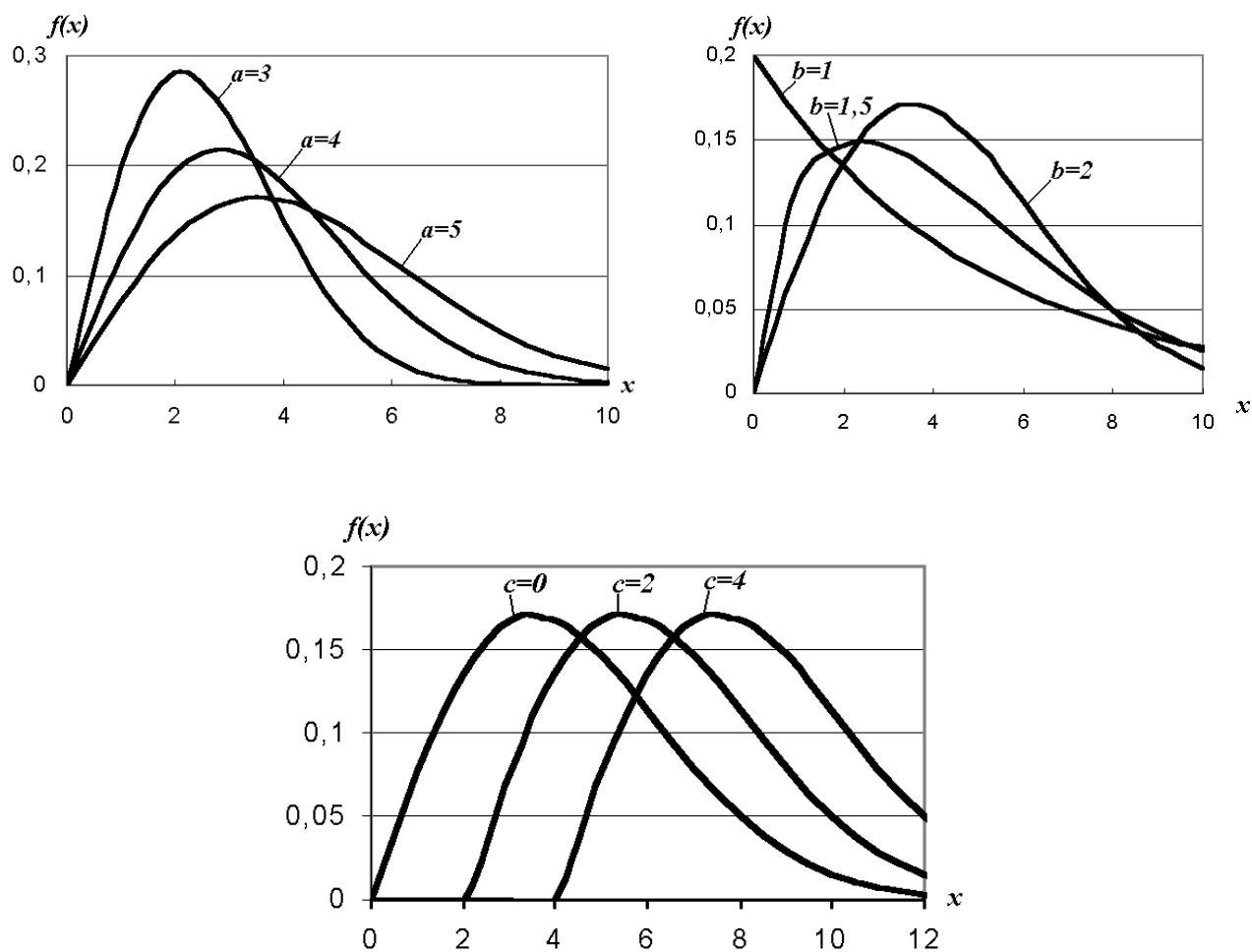


Рисунок 1.4 – Плотность закона распределения Вейбулла (ЗРВ) при различных значениях параметров

Для определения параметров «b» и «a» используют табличный метод и значение «смешенного» коэффициента вариации v_c . (1.23).

Используя рассчитанное по формуле (1.23) значение v_c , по таблице А2 находят параметр « b » и коэффициент « Ka » [1].

Используя найденный коэффициент « Ka ,» находят параметр « a » по формуле:

$$a = (\bar{h} - c)Ka . \quad (1.7)$$

1.2 Алгоритм обработки случайной величины

Обработка всегда ведется по какому-то одному количественному показателю. В рассматриваемом примере это износ конкретной поверхности детали, который является случайной величиной, находящейся с той или иной вероятностью в границах некоторого поля рассеяния.

Для его вероятностного (статистического) описания принимается следующий общий порядок действий:

- 1) составляется вариационный ряд величины износа;
- 2) на основе вариационного ряда формируется статистический ряд износа;
- 3) определяются числовые характеристики распределения величины износа;
- 4) проверяются опытные данные на наличие выпадающих точек и при необходимости уточняются числовые характеристики распределения;
- 5) строится графически гистограмма и полигон опытного распределения случайной величины;
- 6) подбирается теоретический закон распределения случайной величины;
- 7) рассчитываются значения и строятся графики дифференциальной и интегральной функций выбранных теоретических распределений;
- 8) рассчитывается графическим и аналитическим методом квантиль

Методику вероятностного описания износа поверхности можно рассмотреть на примере математической обработки данных микрометражного обследования износа поверхности пальца комбайна (таблица 2.1).

Для упрощения вычислений целесообразно преобразовать десятичные дроби значений износа в целые числа. Этого можно добиться, если каждое из значений исходной информации умножить на 100. В случае, если замеры износа возможны до третьего знака после запятой, например 0,197, то это число, для превращения его в целое, нужно умножить на 1000.

Обозначение единицы измерения в этих случаях образуется путём добавления знака деления и самого множителя к исходной единице измерения, например, мм/100 или мм/1000. Такие единицы измерения называют приведёнными, в отличие от исходных единиц, которые называют натуральными. Целесообразность перехода к приведенным единицам измерения обусловлена тем, что освоение методики производится студентом, как правило, с использованием калькулятора, когда более удобно оперировать целыми числами.

1.3 Вариационные ряды износов

Вариационный ряд – это ранжированный (упорядоченный) по возрастанию от меньшего к большему исходный ряд значений исследуемого признака. По принятой в статистике терминологии *отдельная компонента* (член, элемент) вариационного ряда называется *вариантой*. Количество вариантов вариационного ряда всегда равно объёму выборки N (количеству замеров). С учётом принятой единицы измерения износов вариационные ряды для пальца комбайна представлены в таблице 2.2.

Используя вариационные ряды, определяют следующие величины, которые потребуются для формирования статистических рядов:

где h_{\min} – минимальное значение износа;

h_{\max} – максимальное значение износа;

N – объём выборки.

1.4 Статистические ряды износов

Статистический ряд составляют в виде таблицы (смотрите таблицу 2.3) из семи столбцов: 1-й – номер интервала i ,

2-й – нижняя граница интервала h^H , 3-й – верхняя граница интервала h^S , 4-й – середина интервала h^C , 5-й – частота w , 6-й – опытная вероятность или частость, p , 7-й – накопленная опытная вероятность, P .

Число строк таблицы равно количеству интервалов статистического ряда, которое, в свою очередь, зависит от объема выборки N . Эта зависимость выражается формулой:

$$n = \sqrt{N}, \quad (1.8)$$

где n – количество интервалов.

Полученный результат округляют в сторону увеличения до ближайшего целого числа. Количество интервалов не должно выходить за пределы $n = 6–20$.

Желательно, чтобы все интервалы статистического ряда были равны по величине и не имели разрывов.

Величину интервала A (разницу между ближайшими значениями износков) определяют по формуле:

$$A = \frac{h_{\max} - h_{\min}}{n}. \quad (1.9)$$

Значение величины интервала, полученное по формуле (1.9), всегда округляют в большую сторону до величины, удобной для дальнейших расчётов. При этом должно соблюдаться условие:

$$h_{\max} \leq h_{\min} + A(n-1). \quad (1.10)$$

Далее определяют нижние h_1^H , верхние h_1^B границы и середины h_i^C интервалов, используя формулы:

$$h_1^H = h_{\min} - \frac{A}{2}. \quad (1.11)$$

В случае если нижняя граница первого интервала получается

отрицательной, она принимается равной нулю.

Верхнюю границу определяют как сумму его нижней границы и величины интервала:

$$h_1^B = h_1^H + A. \quad (1.12)$$

Для каждого из последующих интервалов нижнюю границу определяют, как сумму значений нижней границы предыдущего интервала и величины интервала:

$$h_i^H = h_{i-1} + A. \quad (1.13)$$

Середину интервала определяют как полусумму его нижней и верхней границ:

$$h_i^C = \frac{h_i^H + h_i^B}{2}. \quad (1.14)$$

Найденные значения интервалов, их середину в каждом интервале, представляют в таблице (см. таблицу 2.3).

После заполнения первых четырех столбцов статистического ряда находят частоту w_i для каждого интервала.

Частотой называется число вариантов, попавших в данный интервал.

В случае, когда варианта попадает точно на границу двух соседних интервалов, ее можно отнести как к младшему, так и к старшему интервалу.

Для дальнейшей математической обработки результатов и определения закономерности износа детали вводят понятие *опытной вероятности* p_i и *накопленной опытной вероятности* P_i .

Опытной вероятностью (или частотью) p_i в статистике принято называть отношение частоты w_i к объему выборки N :

$$p_i = \frac{w_i}{N}. \quad (1.15)$$

Накопленную опытную вероятность, P_i (столбец 7) определяют суммированием опытной вероятности по интервалам:

$$P_i = \sum_{k=1}^{k=i} p_k = P_{i-1} + p_i. \quad (1.16)$$

Она представляет собою сумму опытных вероятностей по всем интервалам, начиная с первого и кончая текущим (т. е. интервалом, для которого она определяется) включительно.

1.5 Числовые характеристики опытного распределения

При вероятностном описании характера распределения износов важно знать числовые характеристики распределения: *среднее значение массива информации (выборки), среднеквадратическое отклонение и коэффициент вариации.*

Чтобы найти числовые характеристики распределения: среднее значение массива информации (выборки), среднеквадратическое отклонение и коэффициент вариации необходимо составить таблицу 2.4. В эту таблицу переносят из статистического ряда столбцы i , h^c и p_i .

Среднее значение износа в выборке определяют по формуле:

$$\bar{h} = \sum_{i=1}^n (h_i^c p_i). \quad (1.17)$$

В таблице 2.4, в которой представлены значения середины интервалов h^c (столбец 2) и опытной вероятности p_i (столбец 3), среднее значение износа \bar{h} определяется суммой $h^c p_i$ по всем интервалам (столбец 4).

Среднеквадратическое отклонение значений износа пальца комбайна определяем по формуле:

$$\sigma = \sqrt{\frac{N}{N-1} \sum_{i=1}^n (h_i^c - \bar{h})^2 p_i}. \quad (1.18)$$

Таблица дополняется ещё двумя столбцами 4 и 5, в которые записываются вспомогательные величины Π_1 и Π_2 , которые определяются по формулам 1.19 и 1.20.

$$\Pi_{1i} = h_i^c p_i. \quad (1.19)$$

$$\Pi_{2i} = (h_i^c - \bar{h})^2 p_i. \quad (1.20)$$

Подставляя сумму по этому столбцу в формулу (1.18) и производя необходимые вычисления, получают среднеквадратическое отклонение σ .

Коэффициент вариации определяют по формуле:

$$v = \frac{\sigma}{\bar{h}}, \quad (1.21)$$

где v – коэффициент вариации;

σ – среднеквадратическое отклонение значений износов, мм;

\bar{h} – среднее значение износа в выборке, мм.

1.6 Проверка опытных данных на наличие выпадающих точек

В связи с тем, что в выборке (в массиве износов изношенной поверхности детали) могут быть износы, которые являются следствием не типичных износов или ошибок, проверку производят опытной информации об износах на наличие выпадающих точек по критерию Ирвина $\lambda_{оп}$, используя формулу:

$$\lambda_{оп} = \frac{h_i - h_{i-1}}{\sigma}, \quad (1.22)$$

где h_i – i -е значение износа, мм;

h_{i-1} – предыдущая величина износа в вариационном ряду износов, мм.

Проверку опытной информации на наличие выпадающих точек осуществляют только для первой и последней вариант.

Полученные значения $\lambda_{оп}$ сравнивают с табличными значениями критерия Ирвина (таблица А1).

В случае если некоторые точки информации признаны недостоверными, то они исключаются из массива опытной информации, после чего производится пересчет числовых характеристик распределения.

1.7 Построение гистограммы и полигона опытного распределения случайной величины

По данным статистического ряда строят гистограмму и полигон распределения [1].

Гистограмма распределения значений износа строится следующим образом. На графике по оси абсцисс откладывают границы интервалов износа, а по оси ординат в масштабе их частоту, используя данные таблицы 2.2. Из начала каждого интервала проводят ординату высотой, равной значению частоты износа для данного интервала. Из этой точки проводится горизонтальная линия до начала следующего интервала (рисунок 2.1, а).

Для построения полигона распределения из середины каждого интервала проводится ордината высотой, равной значению частоты для данного интервала. Вершины полученных ординат соединяют ломанной линией (рисунок 2.1, б).

Полигон и гистограмма позволяют визуально оценить распределение износов поверхности детали и сделать предположение относительно вида теоретического закона распределения, которому соответствует разброс значений износов.

Если распределение в средних интервалах имеет более высокое значение частот, нежели в крайних, то предположительно в этом случае принять закон нормального распределения. Если же распределение износов имеет явно выраженную левостороннюю асимметрию, то в этом случае предположительно принять закон распределения Вейбулла.

1.8 Выбор теоретического закона распределения износа заданной поверхности детали

Для подтверждения характера распределения износов одному из указанных законов, проводят определение «смещенного» коэффициента вариации v_c .

Практика изучения износов деталей сельскохозяйственной техники, как уже отмечалось, говорит о том, что износ, как случайная величина лучше всего описывается законами нормального распределения (ЗНР) и распределения Вейбулла (ЗРВ). На практике выбор одного из указанных законов распределения производится с учетом величины «смещенного» коэффициента вариации v_c . Если ее значение меньше 0,40, то выбирают закон нормального распределения, если оно больше 0,4 – закон распределения Вейбулла.

Для выбора одного из указанных законов, определяют величину «смещенного» коэффициента вариации v_c по формуле:

$$v_c = \frac{\sigma}{\bar{h} - c}, \quad (1.23)$$

где v_c – «смещенный» коэффициент вариации;

σ – среднеквадратичное отклонение значений износов, мм;

\bar{h} – среднее значение износа в выборке, мм;

c – параметр смещения (сдвига), определяющий смещение начало поля рассеяния относительно начала координат.

После нахождения значений «смещенного» коэффициента вариации v_c окончательно выбирают закон, которому подчиняются износы рассматриваемой детали.

1.9 Построение графиков дифференциальной и интегральной функций распределения

Для окончательного принятия решения о выборе способов восстановления изношенной детали, с использованием теории вероятностей, строят графики дифференциальной и интегральной функций распределения её износов.

Вначале строят графики дифференциальной функции распределения, в виде графика плотности распределения износов.

Для построения графика плотности распределения $f(x)$ по закону нормального распределения (ЗНР) необходимо либо выбрать из таблицы А4, либо рассчитать по формуле плотность распределения для ряда последовательных значений величины износа. Обычно в качестве таких значений принимают середины интервалов статистического ряда.

Расчеты целесообразно проводить в табличной форме (таблица 2.6). В столбцы 1,2 и 6 расчетной таблицы переносят значения из статистического ряда (таблица 2.3). В столбец 3 записывают значение табличного аргумента, рассчитанного по формуле 1.24. В столбец 4 записывают найденное в таблице А4 значение плотности, деля его на σ и записывая результат в столбец 5. Далее строят график, откладывая по оси абсцисс данные второго столбца, а по оси ординат – данные пятого столбца.

Аналогичным образом строят график плотности распределения износа детали и для ЗРВ. Отличие здесь заключается лишь в том, что нормирование и центрирование аргумента производится по формуле (1.30). При вычислении столбца 5 делят табличное значение плотности не на σ , а на параметр a .

Для построения графика интегральной функции нормального распределения составляем расчётную таблицу 2.8. Содержимое столбцов 1,2 и 5 переносим из статистического ряда (таблица 2.3). В столбец 3 записываем вычисленное по формуле (1.24) значение табличного аргумента u , в столбец 4 – найденное по таблице А7 значения вероятностей. Откладывая их в масштабе на координатной плоскости и соединяя плавной кривой, получаем график интегральной функции. Для визуальной оценки степени совпадения теоретических значений вероятности с опытными данными на этот

же график наносим в том же масштабе накопленные опытные вероятности (столбец 5) в виде отдельных точек.

График интегральной функции ЗРВ износа деталей строим аналогичным образом. Различие заключается лишь в вычислении столбца 3 (для ЗРВ используется формула 1.30). Столбец 4 определяем по таблице А5 значения вероятностей. Откладывая их в масштабе на координатной плоскости и соединяя плавной кривой, получаем график интегральной функции для ЗРВ. Для визуальной оценки степени совпадения теоретических значений вероятности с опытными данными на этот же график наносим в том же масштабе накопленные опытные вероятности (столбец 5) в виде отдельных точек.

С целью облегчения вычисления вероятностей для многих законов распределения разработаны таблицы, с помощью которых можно при известных параметрах распределения найти интересующую вероятность (интегральную функцию) или ее плотность (дифференциальную функцию), не прибегая к вычислению сложных трансцендентных функций и определенных интегралов.

Как правило, подобные таблицы требуют некоторого предварительного преобразования аргумента перед тем, как войти с ним в таблицу. Ниже рассматриваются эти преобразования для случаев ЗНР и ЗРВ.

1.9.1 Таблицы для ЗНР

Приведенные в конце настоящего раздела таблицы дифференциальной и интегральной функций ЗНР рассчитаны для стандартного нормального распределения, т. е., нормального распределения некоторой случайной величины u с параметрами распределения:

Чтобы воспользоваться этими таблицами для любой случайной величины x , подчиняющейся ЗНР с параметрами m_x и σ_x , необходимо вычислить табличный аргумент u по формуле:

$$u = \frac{x - m_x}{\sigma_x} . \quad (1.24)$$

Используя этот аргумент (он называется центрированным и нормированным), находят плотность или вероятность для заданного значения x . При этом окончательный результат для плотности получается путем деления найденного табличного значения плотности $f(u)$ на σ_x :

$$f(x) = \frac{f(u)}{\sigma_x}. \quad (1.25)$$

Обратный переход от u к x осуществляется по формуле:

$$x = u \cdot \sigma_x + m_x. \quad (1.26)$$

Следует обратить внимание на то, что при нахождении значения интегральной функции для некоторого интервала статистического ряда, в качестве представителя этого интервала нужно принимать его верхнюю границу. В случае же нахождения дифференциальной функции в качестве представителя интервала следует использовать его середину. Это замечание относится к любому закону распределения и любому способу вычисления.

Дифференциальная функция (функция плотности вероятности) стандартного нормального распределения определяется по формуле:

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}}. \quad (1.27)$$

Для нахождения плотности нормального распределения случайной величины x с произвольными параметрами m и σ следует найти величину u по формуле:

$$u = \frac{x - m}{\sigma}. \quad (1.28)$$

Затем по значению u в таблице находят плотность и делят ее на σ . Размерность плотности определяется делением единицы 1 на размерность величины x .

Интегральная функция стандартного нормального распределения определяется по формуле:

$$F(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u e^{-\frac{z^2}{2}} dz. \quad (1.29)$$

1.9.2 Таблицы для ЗРВ

При пользовании таблицами ЗРВ центрирование и нормирование аргумента осуществляется по формуле:

$$u = \frac{x - c}{a}. \quad (1.30)$$

Для плотности окончательный результат получается делением найденного табличного значения на параметр a :

$$f(x) = \frac{f(u)}{a}. \quad (1.31)$$

Обратный переход от u к x осуществляется по формуле:

$$x = a \cdot u + c. \quad (1.32)$$

Дифференциальная функция (функция плотности вероятности) распределения Вейбулла для нормированной центрированной величины u (ЗРВ с параметрами: $a = 1$; $c = 0$; b) определяется по формуле:

$$f(u) = \frac{b}{1} \left(\frac{u-0}{1} \right)^{b-1} e^{-\left(\frac{u-0}{1} \right)^b} = b \cdot u^{b-1} e^{-u^b}. \quad (1.33)$$

1.9.3 Интерполяция в таблицах приложения

При нахождении значений величин, входящих в формулы, часто из-за недостаточно малого шага изменения аргумента невозможно найти точное, соответствующее ему, значение функции. В этом случае применяют *линейную интерполяцию* – нахождение приближенного значения функции для заданного аргумента. Для этого находят в таблице два ближайших к заданному аргументу x табличных значения x_1 и x_2 и соответствующие им табличные значения функции y_1 и y_2 . Искомое приближенное значение функции y вычисляют по формуле:

$$y = y_1 + \frac{(x - x_1)(y_2 - y_1)}{x_2 - x_1}. \quad (1.34)$$

1.10 Квантиль

Наряду с функцией распределения случайной величины в практике решения различных задач, связанных с использованием случайных величин, часто используется понятие *квантиль*. Чтобы лучше усвоить смысл этого понятия, целесообразно вначале обратиться к пониманию математического термина *функция*.

При употреблении термина *функция* всегда подразумевается, что мы имеем дело как минимум с двумя различными величинами, связанными друг с другом. Связь эта такова, что любому из возможных значений одной величины соответствует строго определенное значение другой.

Квантиль – функция, обратная функции распределения. Функция распределения позволяет ответить на вопрос: какова вероятность p того, что при очередном испытании случайная величина X окажется меньше заданного значения аргумента x . Квантиль позволяет ответить на вопрос: какое максимальное значение x случайная величина X не превысит с заданной вероятностью p при очередном испытании.

Квантиль для закона распределения Вейбулла определяется по формуле:

$$K(p) = x = a \sqrt[b]{-\ln(1-p)} + c. \quad (1.35)$$

На рисунке 1.5 изображены графики квантилей для ЗРВ с параметрами $a = 1$, $b = 1-3$ и $c = 0$. Как видно из рисунка, все кривые пересекаются в точке А с координатами $[0,632; 1]$. Причем, это происходит при любом значении b .

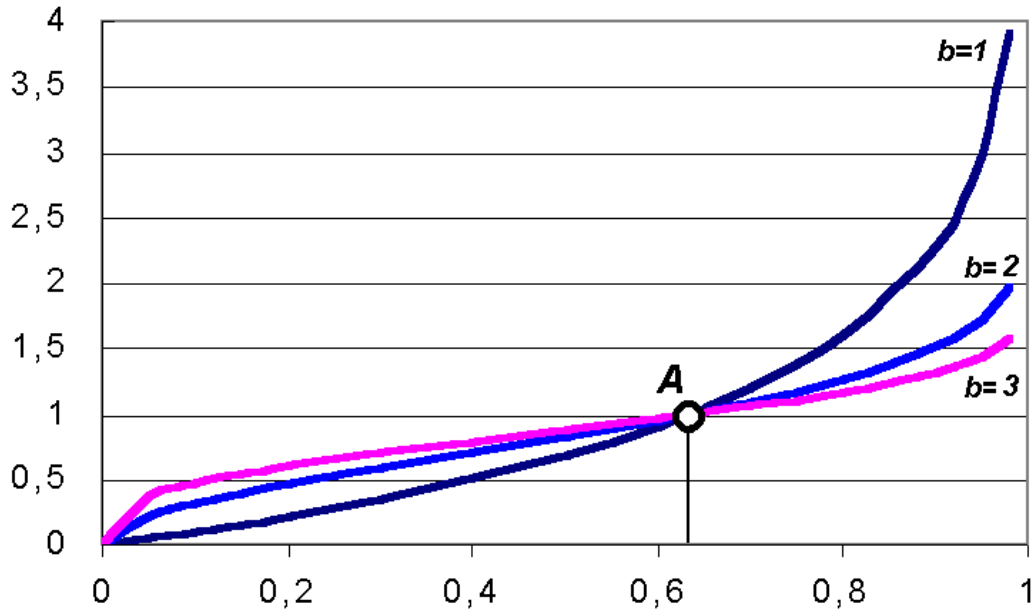


Рисунок 1.5 – Квантиль распределения Вейбулла

Для закона нормального распределения и некоторых других уравнение не решается, поэтому приходится пользоваться численными методами.

Так же, как и для функций распределения, для квантилей часто используемых распределений составлены таблицы, пользуясь которыми при известных параметрах распределения и заданной вероятности p можно получить с приемлемой точностью значение квантиля.

Квантиль для некоторых значений p имеют собственные названия. Так, квантиль $K(1/2)$ называется медианой распределения. Квантили $K(1/4)$ и $K(3/4)$ называются квартилями, квантиль для $p = 0,1, 0,2, \dots, 0,8$ и $0,9$ называются децилями.

2 МЕТОДИКА ВЫБОРА СПОСОБОВ ВОССТАНОВЛЕНИЯ ИЗНОШЕННЫХ ПОВЕРХНОСТЕЙ ДЕТАЛЕЙ

Методика определения величины износа поверхностей деталей и выбора способов их восстановления приведена на примере ремонта пальца комбайна.

2.1 Краткая характеристика детали

(Приводят название детали по каталогу, ее назначение в механизме машины, указывают, чем вызвана необходимость восстановления изношенной поверхности, представляют исходную информацию по износу).

Назначение детали в механизме машины

Конструкция пальца комбайна обеспечивает установку и фиксацию на нем деталей жатки.

Основные неисправности пальца комбайна: износ сопряженной поверхности 1.

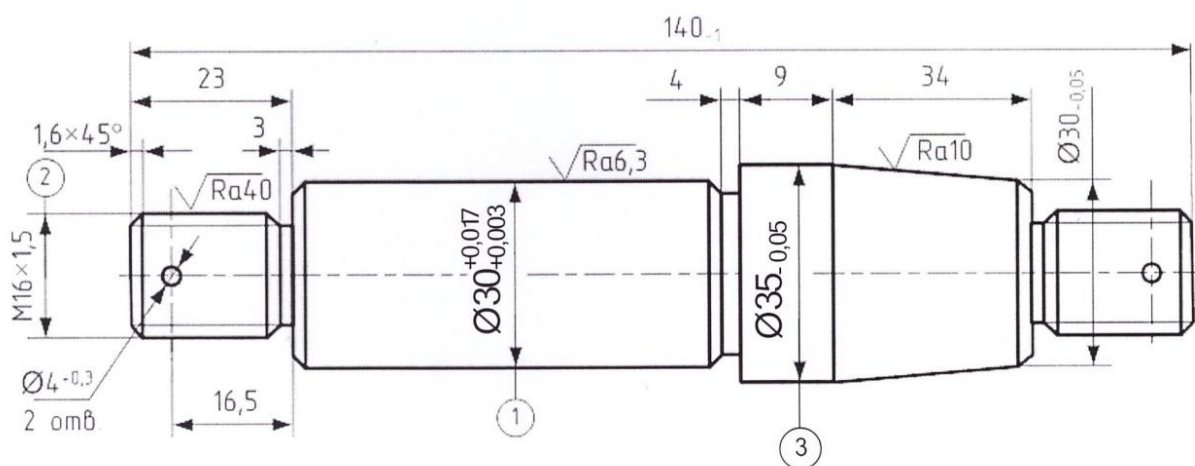


Рисунок 2.1 – Палец комбайна (КОШ-14.606)

Данные детали по каталогу

| | |
|---------------------|----------------|
| Наименование детали | Палец комбайна |
| Номер по каталогу | КОШ-14.606 |
| Материал | Сталь 45 |
| Масса детали. кг | 0,58 |

Опытные данные результатов замера износа деталей

Таблица 2.1 – Опытные данные результатов замера износа пальца комбайна

| Величина износа 1-8 замера, мм | Величина износа 9-16 замера, мм | Величина износа 17-24 замера, мм | Величина износа 25-32 замера, мм | Величина износа 33-40 замера, мм | Величина износа 41-48 замера, мм |
|--------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| 0,48 | 0,16 | 0,18 | 0,53 | 0,22 | 0,20 |
| 0,40 | 0,35 | 0,29 | 0,28 | 0,25 | 0,18 |
| 0,14 | 0,43 | 0,19 | 0,14 | 0,31 | 0,26 |
| 0,19 | 0,27 | 0,13 | 0,27 | 0,33 | 0,32 |
| 0,21 | 0,23 | 0,39 | 0,34 | 0,38 | 0,27 |
| 0,45 | 0,26 | 0,19 | 0,22 | 0,40 | |
| 0,27 | 0,52 | 0,23 | 0,37 | 0,42 | |
| 0,13 | 0,15 | 0,21 | 0,40 | 0,64 | |

2.2 Алгоритм выполнения задания

1. Перевод исходной информации в приведенные единицы.

Переводим заданную исходную информацию (таблица 2.1 задания) с целью удобства вычислений в приведённые единицы измерения с использованием множителя 100. Последующую обработку результатов износа пальца комбайна выполняем в приведённых единицах измерения, мм/100.

2. Формирование вариационного ряда значений износов.

Строим вариационный ряд значений износа пальца комбайна, расположив их в ранжированной последовательности от меньшего к большему.

Таблица 2.2 - Вариационный ряд информации об износах поверхности пальца комбайна

| Величины износов 1-х 10-и значений, мм/100 | Величины износов 2-х 10-и значений, мм/100 | Величины износов 3-х 10-и значений, мм/100 | Величины износов 4-х 10-и значений, мм/100 | Величины износов 5-х 10-и значений, мм/100 |
|--|--|--|--|--|
| 13 | 19 | 26 | 34 | 45 |
| 13 | 20 | 27 | 35 | 48 |
| 14 | 21 | 27 | 37 | 52 |
| 14 | 21 | 27 | 38 | 53 |
| 15 | 22 | 27 | 39 | 64 |
| 16 | 22 | 28 | 40 | |
| 18 | 23 | 29 | 40 | |
| 18 | 23 | 31 | 40 | |
| 19 | 25 | 32 | 42 | |
| 19 | 26 | 33 | 43 | |

3. Составление статистического ряда износов, определение опытной и накопленной вероятности.

Составляем статистический ряд износов, разбив вариационный ряд на интервалы с указанием начала, конца и середины интервала.

Количество интервалов определяем по формуле:

$$n = \sqrt{N}, \quad (2.1)$$

где n – количество интервалов;

N – количество изношенных деталей, шт.

В данном варианте количество изношенных деталей $N = 45$.

Тогда:

$$n = \sqrt{45} = 6,7.$$

Полученный результат округляем до целого числа в большую сторону (получаем $n = 7$).

Величину интервала A определяем по формуле:

$$A = \frac{h_{\max} - h_{\min}}{n}, \quad (2.2)$$

где A – величина интервала, мм/100;

h_{\max} и h_{\min} – максимальное и минимальное значения износов

заданной поверхности в вариационном ряду;

n – количество интервалов.

С учетом значений h_{\max} , h_{\min} , n , будем иметь:

$$A = \frac{64 - 13}{7} = 7,28 \text{ мм/100.}$$

Полученное значение интервала A округляем в большую сторону до величины, удобной для дальнейших расчетов (принимаем $A = 8$ мм/100).

Далее определяем нижние, верхние границы и середины интервалов в приведенных единицах, используя формулы:

$$h_1^H = h_{\min} - \frac{A}{2}, \quad (2.3)$$

где h_1^H – нижняя граница первого интервала, мм;

h_{\min} – минимальное значение износа, мм;

A – величина интервала, мм.

После подстановки имеем для данного задания:

$$h_1^H = 13 - \frac{8}{2} = 9 \text{ мм.}$$

Верхнюю границу определяем как сумму нижней его границы и величины интервала:

$$h_1^B = h_1^H + A, \quad (2.4)$$

где h_1^B – верхняя граница первого интервала, мм;

$$h_1^B = 9 + 8 = 17 \text{ мм.}$$

Для каждого из последующих интервалов нижнюю границу определяем, как сумму нижней границы предыдущего интервала и значения величины интервала:

$$h_1^H = h_{i-1} + A. \quad (2.5)$$

Середину интервала определяем как полусумму его нижней и верхней границ:

$$h_i^C = \frac{h_1^H + h_1^B}{2}, \quad (2.6)$$

где h_i^C – средняя граница первого интервала, мм

$$h_1^C = \frac{9+17}{2} = 13 \text{ мм.}$$

Найденные значения интервалов, их середину в каждом интервале, представляем в таблице 2.3.

В столбце 5 таблицы 2.3 представляем значения частоты износа поверхности пальца комбайна или количества деталей, износ поверхности которых входит в границы интервала.

Для дальнейшей математической обработки результатов и определения закономерности износа детали вводим понятие опытной вероятности p_i и накопленной опытной вероятности P_i , находим их значения по формулам 2.7 и 2.8, и представляем в таблице 2.3.

Значение опытной вероятности или частоты p_i определяем по формуле:

$$p_i = \frac{w_i}{N}, \quad (2.7)$$

где p_i – опытная вероятность (или частота);

w_i – частота значений износа в интервале;

N – количество изношенных деталей, ($N=45$).

Накопленную опытную вероятность P_i (колонка 7) определяем суммированием вероятностей по интервалам.

$$P_i = \sum_{k=1}^{k=i} p_k = P_{i-1} + p_i . \quad (2.8)$$

Для первого интервала имеем:

$$P_1 = p_1 = \frac{6}{45} = 0,133,$$

$$P_2 = p_1 + p_2 = 0,133 + 0,267 = 0,400 \text{ и так далее.}$$

Таблица 2.3 – Статистический ряд значений износов пальца комбайна

| Номер интервала | Нижняя граница интервала, мм/100 | Верхняя граница интервала, мм/100 | Середина интервала, мм/100 | Частота | Опытная вероятность (частость) | Накопленная опытная вероятность |
|-----------------|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------|---------|--------------------------------|---------------------------------|
| i | h_i^H | h_i^G | h_i^C | w_i | $p_i = \frac{w_i}{N}$ | $P_i = \sum_{k=1}^{k=i} p_k$ |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| 1 | 9 | 17 | 13 | 6 | 0,133 | 0,133 |
| 2 | 17 | 25 | 21 | 12 | 0,267 | 0,400 |
| 3 | 25 | 33 | 29 | 11 | 0,244 | 0,644 |
| 4 | 33 | 41 | 37 | 9 | 0,200 | 0,844 |
| 5 | 41 | 49 | 45 | 4 | 0,089 | 0,933 |
| 6 | 49 | 57 | 53 | 2 | 0,044 | 0,977 |
| 7 | 57 | 65 | 61 | 1 | 0,022 | 0,999 |

4. Нахождение числовых характеристик распределения износов: среднего значения выборки, среднеквадратического отклонения и коэффициента вариации

При вероятностном описании характера распределения износов важно знать числовые характеристики распределения: среднее значение массива информации (выборки), среднеквадратическое отклонение и коэффициент вариации.

Чтобы найти числовые характеристики распределения: среднее значение массива информации (выборки), среднееквадратическое отклонение и коэффициент вариации составляем таблицу 2.4.

В неё из статистического ряда, таблица 2.3 переносим значения i , h_i^c , p_i (столбцы 1; 4; 6), а также дополняем ее двумя столбцами, в которые записываем значения вспомогательных величин Π_1 и Π_2 .

$$\Pi_1 = h_i^c p_i . \quad (2.9)$$

$$\Pi_2 = (h_i^c - \bar{h})^2 p_i . \quad (2.10)$$

Таблица 2.4 - Расчет характеристик распределения вероятностей износов пальца комбайна

| № интервала | Середина интервала | Опытная вероятность | Π_1 | Π_2 |
|-------------|--------------------|-----------------------|---------------------|---------------------------|
| i | h_i^c | $p_i = \frac{w_i}{N}$ | $h_i^c p_i$ | $(h_i^c - \bar{h})^2 p_i$ |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1 | 13 | 0,133 | 1,7290 | 36,1698 |
| 2 | 21 | 0,267 | 5,6070 | 19,2499 |
| 3 | 29 | 0,244 | 7,0760 | 0,0588 |
| 4 | 37 | 0,200 | 7,4000 | 11,2770 |
| 5 | 45 | 0,089 | 4,0050 | 21,4071 |
| 6 | 53 | 0,044 | 2,3320 | 24,3176 |
| 7 | 61 | 0,022 | 1,3420 | 21,8420 |
| | | Сумма | $\bar{h} = 29,4910$ | 134,3222 |

Среднее значение износа в выборке определяем по формуле:

$$\bar{h} = \sum_{i=1}^n (h_i^c p_i) , \quad (2.11)$$

где \bar{h} – среднее значение износа в выборке, мм

h_i^c – середина i -го интервала, мм

p_i – опытная вероятность в i -м интервале, (таблица 2.4);

n - число интервалов статистического ряда.

С учетом ранее принятых значений, будем иметь

$$\bar{h} = 29,4910 \text{ мм (сумма } \Pi_1, \text{ таблица 2.4).}$$

Таким же образом находим значения Π_2 по каждому интервалу.

Найденные значения Π_1 и Π_2 используем для определения среднеквадратического отклонения.

Среднеквадратическое отклонение значений износа пальца комбайна определяем по формуле:

$$\sigma = \sqrt{\frac{N}{N-1} \sum_{i=1}^n (h_i^c - \bar{h})^2 \cdot p_i}, \quad (2.12)$$

где σ – среднеквадратическое отклонение, мм;

N – объём выборки;

n – число интервалов статистического ряда (2.1);

\bar{h} – среднее значение износа в выборке, мм, (2.1);

h_i^c – середина i -го интервала, мм;

p_i – опытная вероятность в i -м интервале.

Для нахождения среднеквадратического отклонения используем столбец 5 (Π_2) таблицы 2.4. Полученную сумму подставляем в формулу (2.12).

При исходных данных: $N = 45$; $n = 7$; $\bar{h} = 29,491$ мм имеем:

$$\sigma = \sqrt{\frac{45}{45-1} 134,3222} = 11,721 \text{ мм.}$$

Коэффициент вариации находим по формуле:

$$v = \frac{\sigma}{\bar{h}}, \quad (2.13)$$

где v – коэффициент вариации;

σ – среднеквадратическое отклонение, мм;

\bar{h} – среднее значение износа в выборке, мм.

После подстановки значений σ и \bar{h} получим:

$$v = \frac{11,721}{29,4910} = 0,227.$$

5. Проверка опытной информации об износах на наличие выпадающих точек по критерию Ирвина.

В связи с тем, что в выборке могут быть износы, которые являются следствием не типичных износов или ошибочных измерений проверим опытную информацию об износах пальца комбайна на наличие выпадающих точек по критерию Ирвина, используя формулу:

$$\lambda_{оп} = \frac{h_i - h_{i-1}}{\sigma}, \quad (2.14)$$

где $\lambda_{оп}$ – опытное значение критерия Ирвина;

h_i и h_{i-1} – смежные точки в вариационном ряду износов, мм;

σ – среднеквадратическое отклонение, мм.

Для наименьших износов поверхности 1 пальца комбайна $h_1 = 13$; $h_2 = 14$.

$$\lambda_{оп} = \frac{14 - 13}{11,721} = 0,85.$$

Для наибольшего значения износа поверхности 1 пальца комбайна $h_{44} = 53$; $h_{45} = 64$, имеем

$$\lambda_{оп} = \frac{64 - 53}{11,721} = 0,94.$$

Полученные значения $\lambda_{оп}$ сравниваем с табличными значениями критерия Ирвина (таблица А1).

В нашем случае при $N = 45$ и доверительной вероятности $\alpha = 0,95$ табличное значение критерия Ирвина $\lambda_T = 1,2$, т. е. боль-

ше $\lambda_{оп}$. Поэтому с вероятностью 0,95 можно утверждать, что все точки информации об износах достоверны.

6. Построение гистограммы и полигона опытного распределения значений износа.

Гистограмму распределения значений износа строим следующим образом. На графике по оси абсцисс откладываем границы интервалов износа, а по оси ординат в масштабе их частоту, используя вариационный ряд информации об износах пальца комбайна. Из начала каждого интервала проводим ординату высотой, равной значению частоты износа для данного интервала. Из этой точки проводим горизонтальную линию до начала следующего интервала (рисунок 2.1, а).

Для построения полигона распределения из середины каждого интервала проводим ординату высотой, равной значению частоты для данного интервала. Вершины полученных ординат соединяем прямыми линиями (рисунок 2.1, б).

Полигон и гистограмма позволяют визуально оценить распределение износов поверхности 1 пальца комбайна и сделать предположение относительно вида теоретического закона распределения, которому соответствует разброс значений износов.

В частности из рисунка 2.2, видно, что наиболее часто встречающимся является износ, расположенный во 2,3, и 4 интервалах от 17 до 41 мм/100. Для нашего случая предполагаем, что износы отвечают закону распределения Вейбулла, так как их распределение имеет явно выраженную левостороннюю асимметрию.

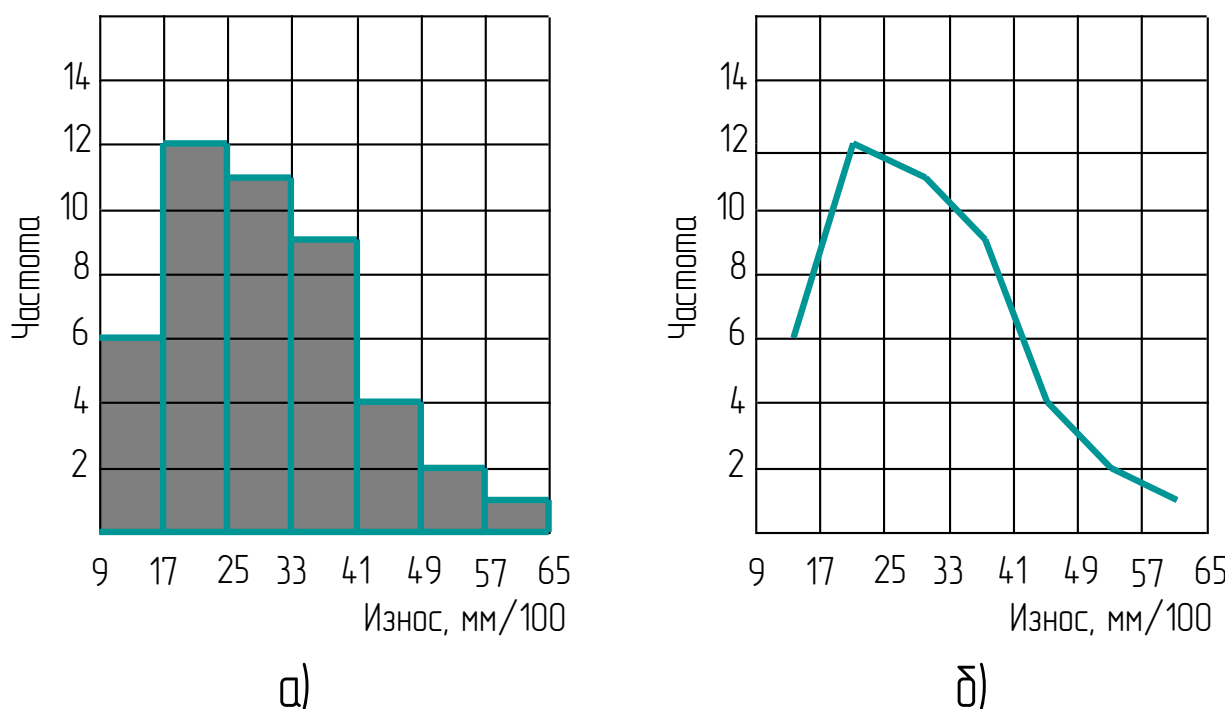


Рисунок 2.2 – Гистограмма (а) и полигон (б) распределения износов пальца комбайна

7. Выбор теоретического закона распределения износа заданной поверхности детали.

Для подтверждения сделанного предположения о характере износов определяем «смещенный» коэффициент вариации.

Практика изучения износов деталей с.- х. техники показывает, что износ как случайная величина лучше всего описывается законами нормального распределения (ЗНР) и распределения Вейбулла (ЗРВ).

Закон распределения – нормальный (ЗНР) или Вейбулла (ЗРВ) - в первом приближении выбирают по величине «смещенного» коэффициента вариации ν : если $\nu < 0,40$, выбирают ЗНР, в случае если $\nu > 0,40$, то ЗРВ.

Для выбора одного из указанных законов определяем величину «смещенного» коэффициента вариации ν_c :

$$\nu_c = \frac{\sigma}{h-c}, \quad (2.15)$$

где ν_c – «смещенный» коэффициент вариации;

σ – среднее квадратичное отклонение, мм;

\bar{h} – среднее значение износа в выборке, мм;

c – параметр смещения (начало поля рассеивания) определяется величиной нижней границы первого интервала статистического ряда, мм.

Для нашего случая, при $\sigma = 11,721$ мм; $\bar{h} = 29,491$ мм, $c = 9$ мм, находим:

$$v_c = \frac{11,721}{29,491 - 9} = 0,572.$$

Поскольку значение «смещенного» коэффициента вариации v_c больше 0,4, то в первом приближении выбираем закон распределения Вейбулла (ЗРВ).

8. Построение графика дифференциальной функции распределения вероятностей износа.

Строим график дифференциальной функции распределения вероятностей износа для ЗРВ.

Для построения графика плотности распределения износов по закону распределения Вейбулла (ЗРВ) используем формулу:

$$f(u) = \frac{b}{1} \left(\frac{u-0}{1} \right)^{b-1} e^{-\left(\frac{u-0}{1}\right)^b} = bu^{b-1} e^{-u^b}, \quad (2.16)$$

где u – табличный аргумент;

b – параметр формы;

e – основание натурального логарифма.

При построении графика плотности распределения износов по ЗРВ, или дифференциальной функции ЗРВ необходимо знать следующие его параметры:

a – масштабный;

b – формы;

c – смещения (сдвига).

Масштабный параметр a определяет «вытянутость» или «сжатость» распределения кривой износов по оси абсцисс.

Параметр формы b определяет положение вершины кривой плотности распределения, т. е. кривой распределения, при $b = 1$ вершина кривой (максимум) отсутствует.

Параметр смещения (сдвига) определяет положение начала кривой на оси абсцисс. В частности при $c = 0$ кривая распределения начинается в начале осей координат. С незначительной ошибкой, как отмечалось ранее, параметр сдвига c принимаем равным по величине значению износа начала поля рассеяния, т. е. нижней границе первого интервала статистического ряда, таблица 2.3.

Параметр b – величина безразмерная. Остальные два параметра имеют размерность случайных величин, определяемых данным законом. В нашем случае – мм.

Для определения параметров b и a используем табличный метод и значение «смещенного» коэффициента вариации v_c (2.13).

Используя рассчитанное по формуле (2.13) значение $v_c = 0,572$, по таблице А2 методом интерполяции находим параметр b и коэффициент Ka .

Для рассматриваемого примера пальца комбайна имеем $b = 1,810$; $Ka = 1,1248$.

Используя значение найденного коэффициента Ka , находим параметр a по формуле:

$$a = (\bar{h} - c)Ka, \quad (2.17)$$

где a – масштабный параметр, мм;

Ka – табличный коэффициент;

c – параметр смещения, мм.

После подстановки значений \bar{h} , c , Ka имеем

$$a = (29,491 - 9) \cdot 1,1248 = 23,048 \text{ мм.}$$

Расчет плотности распределения или значений дифференциальной функции для ЗРВ выполним в табличной форме (таблица 2.5), в которую перенесем значение середины интервала износов.

Табличный аргумент u_i (колонка 3) рассчитываем по формуле:

$$u_i = \frac{h_i^c - c}{a}, \quad (2.18)$$

где u_i – табличный аргумент.

Плотность вероятности стандартного распределения $f(u_i)$ (столбец 4) находим в таблице А.3 с учетом u_i и параметра b для каждого интервала. При определении плотности вероятности стандартного распределения $f(u_i)$ необходимо выполнить интерполяцию данных.

Плотность вероятности исследуемого параметра $f(h)$ (столбец 5) получаем путем деления плотности вероятности стандартного распределения $f(u_i)$ (столбец 4) на масштабный параметр a , определяемого по формуле (2.15) и равного $a = 23,048$ мм. В столбец 6 переносим значения опытной вероятности p_i из таблицы 2.4 (столбец 3), а значение опытной плотности вероятности f_i (столбец 7) определяем делением опытной вероятности p_i (столбец 6) на величину интервала A (2.2), округляя значение до тысячных долей.

Строим график теоретической и опытной плотности распределения износа поверхности один пальца комбайна (рисунок 2.3).

Для теоретической плотности в масштабе по оси абсцисс откладываем значения середины интервалов износа (столбец 2 таблица 2.3), а по оси ординат значения теоретической плотности вероятности исследуемого параметра $f(h)$ (данные столбца 5).

Для оценки совпадения теоретической плотности распределения $f(h)$ с опытными данными на этот же график наносим значения опытной плотности f_i (столбец 7).

Таблица 2.5 – Расчет плотности распределения износа пальца комбайна, подчиняющегося ЗРВ

| Номер интервала | Середина интервала | Табличный аргумент | Плотность вероятности стандартного распределения | Плотность вероятности исследуемого параметра | Опытная вероятность | Опытная плотность вероятности |
|-----------------|--------------------|-----------------------------|--|--|---------------------|-------------------------------|
| i | h_i^c | $u_i = \frac{h_i^c - c}{a}$ | $f(u_i)$ | $f(h) = \frac{f(u_i)}{a}$ | p_i | $f_i = \frac{p_i}{A}$ |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| 1 | 13 | 0,174 | 0,417 | 0,018 | 0,133 | 0,017 |
| 2 | 21 | 0,521 | 0,783 | 0,034 | 0,267 | 0,033 |
| 3 | 29 | 0,868 | 0,742 | 0,032 | 0,244 | 0,031 |
| 4 | 37 | 1,215 | 0,511 | 0,022 | 0,200 | 0,025 |
| 5 | 45 | 1,562 | 0,277 | 0,012 | 0,089 | 0,011 |
| 6 | 53 | 1,909 | 0,122 | 0,005 | 0,044 | 0,006 |
| 7 | 61 | 2,256 | 0,045 | 0,002 | 0,022 | 0,003 |

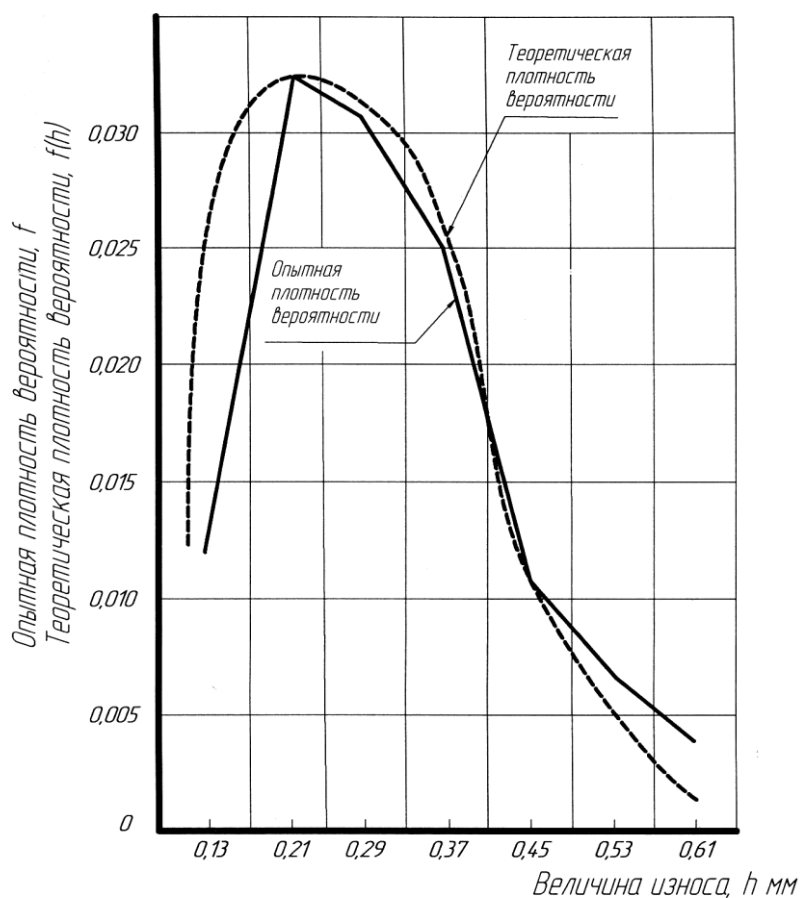


Рисунок 2.3 – Теоретическая и опытная плотность распределения износов поверхности один пальца комбайна для ЗРВ

Для построения графика плотности распределения $f(x)$ пальца комбайна, подчиняющегося ЗНР (в случае его выбора), необходимо либо выбрать из таблицы А4, либо рассчитать по формуле (2.17) плотности распределения для ряда последовательных значений величины износа.

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\bar{h})^2}{2\sigma^2}\right). \quad (2.19)$$

Обычно в качестве значений величины износа принимают середины интервалов статистического ряда. Для более точного построения можно взять в каждом интервале кроме середины еще несколько равноотстоящих точек.

Расчеты целесообразно проводить в табличной форме (таблица 2.6). В столбцы 1, 2 и 6 этой расчетной таблицы переносим значения из статистического ряда. В столбец 3 записываем значения табличного аргумента, рассчитанные по формуле:

$$u_i = \frac{h_i^c - \bar{h}}{\sigma}, \quad (2.20)$$

где u_i – табличный аргумент.

В столбец 4 записываем найденное в таблице А6 значение плотности, делим его на σ и результат записываем в столбец 5. Далее строим график, откладывая (в выбранном масштабе) по оси абсцисс данные второго столбца, а по оси ординат – данные пятого столбца.

Для визуальной оценки степени совпадения теоретической плотности распределения с опытными данными на этот же график наносим опытные плотности, полученные делением опытных вероятностей на величину интервала A (столбец 7). На графике они отобразятся в виде горизонтальных линий, каждая из которых занимает весь свой интервал.

График плотности распределения износа пальца комбайна по закону нормального распределения изображен на рисунке 2.4.

Таблица 2.6 – Расчет плотности распределения износа пальца комбайна, подчиняющегося ЗНР

| Номер интервала | Середина интервала | Табличный аргумент | Плотность вероятности стандартного распределения | Плотность вероятности исследуемого параметра | Опытная вероятность | Опытная плотность вероятности |
|-----------------|--------------------|--|--|--|---------------------|-------------------------------|
| i | h_i^c | $u_i = \frac{h_i^c - \bar{h}}{\sigma}$ | $f(u_i)$ | $f(h) = \frac{f(u_i)}{\sigma}$ | p_i | $f_i = \frac{p_i}{A}$ |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| 1 | 22 | -2,2806 | 0,0301 | 0,0029 | 0,0444 | 0,0056 |
| 2 | 30 | -1,509 | 0,1275 | 0,0123 | 0,0667 | 0,0083 |
| 3 | 38 | -0,7374 | 0,3038 | 0,0293 | 0,2444 | 0,0306 |
| 4 | 46 | 0,0342 | 0,3992 | 0,0385 | 0,2889 | 0,0361 |
| 5 | 54 | 0,8058 | 0,2882 | 0,0278 | 0,2667 | 0,0333 |
| 6 | 62 | 1,5774 | 0,1151 | 0,0111 | 0,0667 | 0,0083 |
| 7 | 70 | 2,349 | 0,0249 | 0,0024 | 0,0222 | 0,0028 |

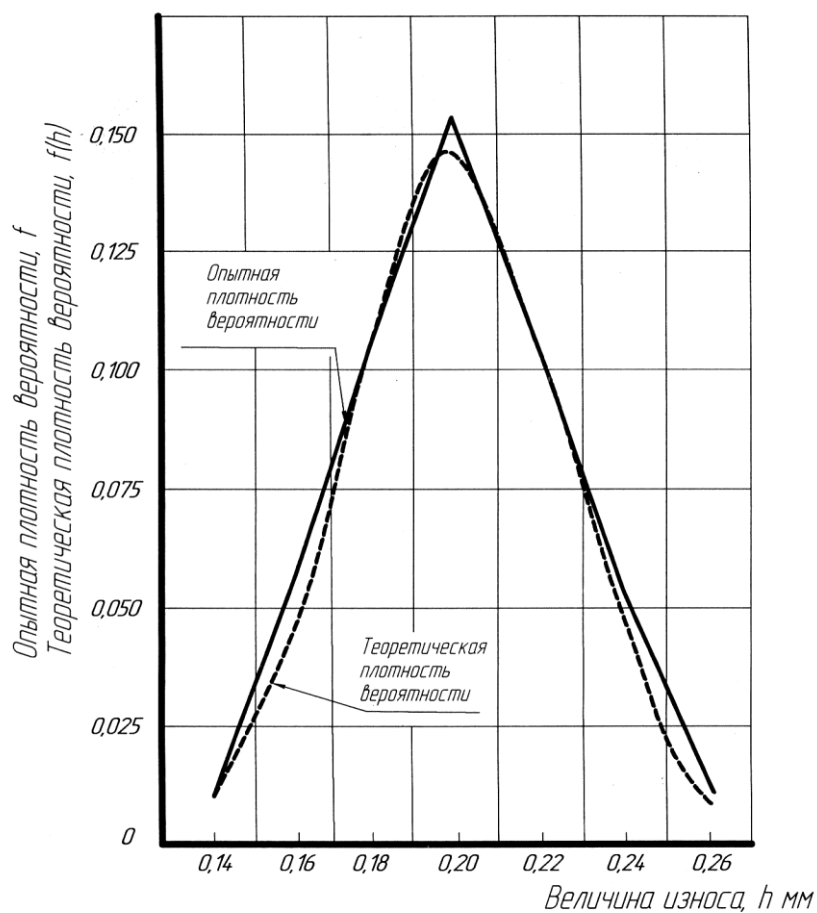


Рисунок 2.4 – Теоретическая и опытная плотность распределения износов пальца комбайна для ЗНР

9. Построение графика интегральной функции распределения вероятностей износа.

Для построения графика интегральной функции закона распределения Вейбулла (ЗРВ) используем значения, представленные в таблице 2.3.

Номер интервала i и значения его верхней границы h_i^B перенесем из статистического ряда износов (таблица 2.3).

Табличный аргумент u_i найдем по формуле:

$$u_i = \frac{h_i^B - c}{a} . \quad (2.21)$$

Таблица 2.7 – Расчет значений интегральной функции ЗРВ

| № интервала | Верхняя граница интервала | Табличный аргумент | Теоретическая вероятность | Накопленная опытная вероятность |
|-------------|---------------------------|-----------------------------|---------------------------|---------------------------------|
| i | h_i^B | $u_i = \frac{h_i^B - c}{a}$ | $F(h) = F(u)$ | $P_i = \sum_{k=1}^{k=i} p_k$ |
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1 | 17 | 0,347 | 0,1378 | 0,133 |
| 2 | 25 | 0,694 | 0,4029 | 0,400 |
| 3 | 33 | 1,041 | 0,6581 | 0,644 |
| 4 | 41 | 1,388 | 0,8360 | 0,844 |
| 5 | 49 | 1,735 | 0,9329 | 0,933 |
| 6 | 57 | 2,083 | 0,9766 | 0,977 |
| 7 | 65 | 2,430 | 0,9933 | 0,999 |

Значения теоретической вероятности $F(h)$ находим по таблице А5 путем интерполяции данных по данным u_i и b .

График интегральной функции строим в осях координат.

По оси абсцисс в масштабе откладываем значения верхней границы интервала h_i^B . По оси ординат – значения теоретической вероятности $F(h)$ (таблица 2.7).

Нанесенные на график точки соединяем плавной кривой (рисунок 2.5).

Для визуальной оценки степени совпадения теоретических значений вероятности с опытными данными на этот же график в том же масштабе наносим значения накопленной опытной вероят-

ности (столбец 5 таблицы 2.7), которые соединим прямыми линиями.

На этом же графике находим значение износа, с вероятностью 0,95 %, показывающее то максимальное его значение назначаемое квантилью, после которого детали целесообразно выбраковывать, не восстанавливая.

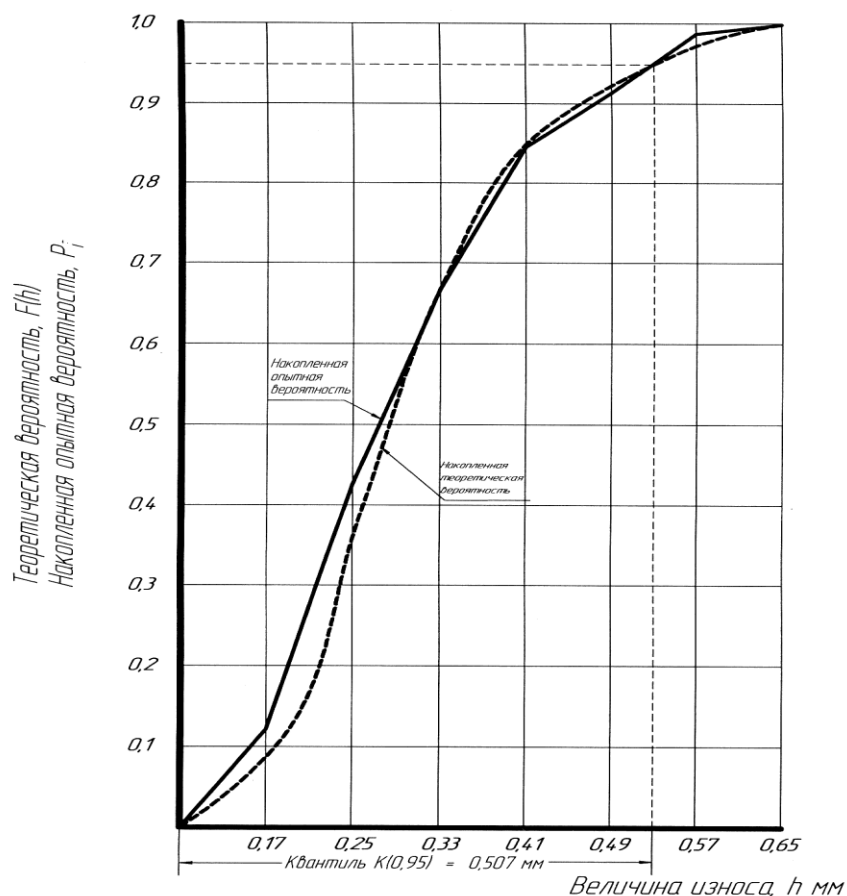


Рисунок 2.5 - Интегральная функция износов поверхности один пальца комбайна для ЗНР

График интегральной функции при использовании ЗНР износов пальца комбайна строим аналогичным образом. Различие заключается лишь в вычислении табличного аргумента столбца 3 (для ЗНР используется формула 2.20) и применении таблицы А7 вместо таблицы А5 при заполнении столбца 4. Результаты расчетов представлены в таблице 2.8, а полученный график – на рисунке 2.6.

$$u_i = \frac{h_i^6 - \bar{h}}{\sigma} \quad (2.22)$$

Таблица 2.8 – Расчет значений интегральной функции износов пальца комбайна по ЗНР

| № интервала | Верхняя граница интервала | Табличный аргумент | Теоретическая вероятность | Накопленная опытная вероятность |
|-------------|---------------------------|--|---------------------------|---------------------------------|
| i | h_i^e | $u_i = \frac{h_i^e - \bar{h}}{\sigma}$ | $F(h) = F(u)$ | $P_i = \sum_{k=1}^{k=i} p_k$ |
| 1 | 26 | -1,8948 | 0,0291 | 0,0444 |
| 2 | 34 | -1,1232 | 0,1307 | 0,1111 |
| 3 | 42 | -0,3516 | 0,3626 | 0,3555 |
| 4 | 50 | 0,42 | 0,6628 | 0,6444 |
| 5 | 58 | 1,1916 | 0,8833 | 0,9111 |
| 6 | 66 | 1,9632 | 0,9752 | 0,9778 |
| 7 | 74 | 2,7348 | 0,9969 | 1 |

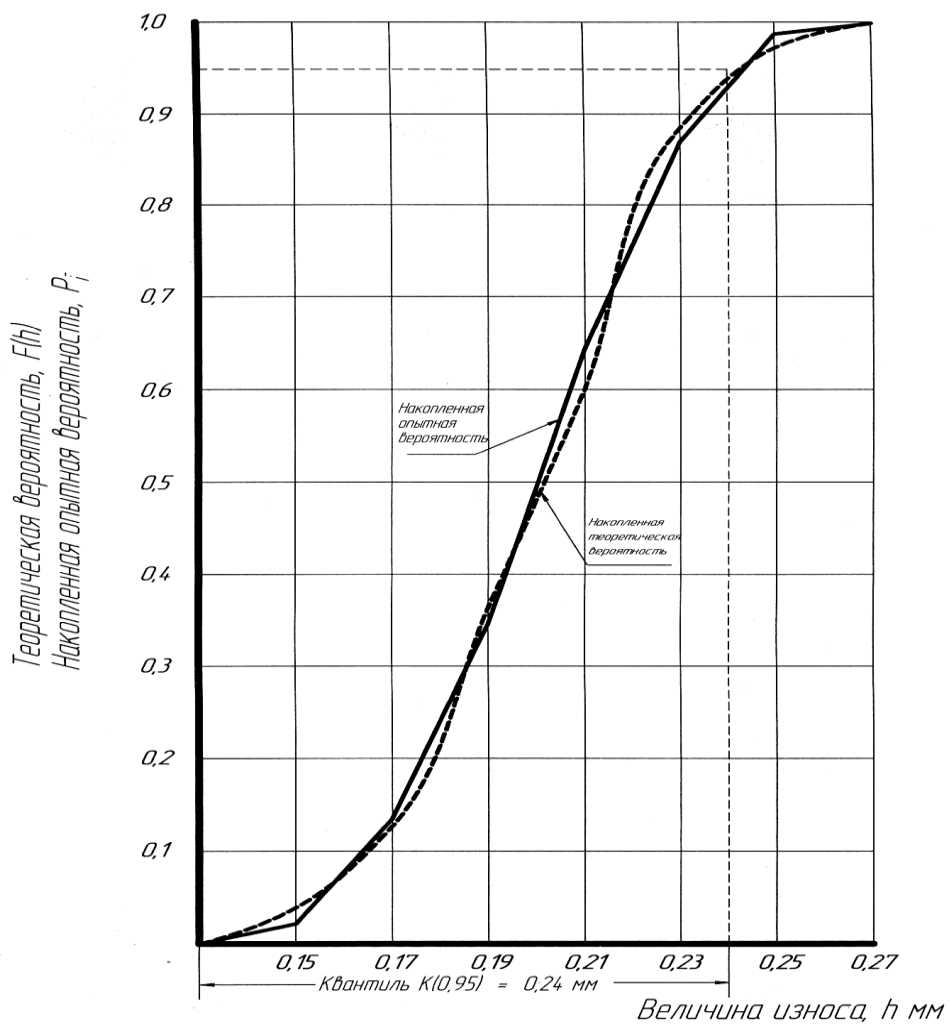


Рисунок 2.6 – Интегральная функция износов пальца комбайна для ЗНР

По оси абсцисс на графике откладываем значения величины износа, по оси ординат значения теоретической (столбец 4 таблицы 2.8) и накопленной опытной вероятности, соединяя их линией (рисунок 2.6).

10. Графическое определение износа с заданной вероятностью.

Для решения прямой задачи определим величину износа поверхности 1 пальца комбайна, который не будет превышен с заданной вероятностью ($\alpha = 0,95$, указана в задании). Вычислим квантиль для указанного значения вероятности.

Квантиль – это функция, обратная функции распределения. Квантиль позволяет ответить на вопрос: какое максимальное значение x случайная величина X не превысит с заданной вероятностью p при очередном испытании?

Проиллюстрируем полученный результат на графике интегральной функции для пальца комбайна (рисунки 2.5 и 2.6). В этом случае определим величину максимального износа, который не будет превышен у заданного (выбранного) количества деталей (например, у 95 %). То есть определим квантиль для вероятности 0,95, которая обосновывается экономическими соображениями, и устанавливает долю изношенных деталей, не подлежащих восстановлению, а рекомендуемых к выбраковке (в задании 5 %). Для этого на оси ординат (рисунки 2.5 и 2.6) откладываем заданную вероятность (0,95). Из этой точки проводим горизонталь (2) до пересечения с теоретической интегральной кривой. Из точки пересечения опускаем вертикаль на ось абсцисс и считываем значение износа (для нашего случая он равен $\approx 0,507$ мм).

11. Аналитический метод расчета квантили.

Для аналитического расчёта квантили для ЗРВ используем формулу:

$$K(0,95) = a \sqrt[b]{-\ln(1-p)} + c, \quad (2.23)$$

где $K(0,95)$ – фактическое значение квантили;

a – масштабный параметр;

c – параметр смещения (сдвига).

Для пальца комбайна значение квантили будет равно

$$K(0,95) = 23,048 \sqrt[1,81]{-\ln(1-0,95)} + 9 = 50,7 \text{ (или 0,507 мм)}.$$

Для ЗНР при расчете квантили используем формулу:

$$K(0,95) = K(0,95)_T \sigma + \bar{h}, \quad (2.24)$$

где $K(0,95)$ – фактическое значение квантили;

$K(0,95)_T$ – табличное значение квантили, определяемое по таблице А6;

\bar{h}, σ – параметры ЗНР.

Для пальца комбайна, имеющего $\bar{h} = 20,000$; $\sigma = 2,638$, значение квантили будет равно:

$$K(0,95) = 1,645 \cdot 2,638 + 20 = 24,3 \text{ (или 0,243 мм)}.$$

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

При выборе рационального способа (способов) восстановления изношенных деталей при ремонте машин целесообразно использовать теорию вероятностей.

Для этого массив информации об износах подвергается математической обработке, в результате которой составляются вариационный и статический ряды износов с разбивкой их по интервалам.

Построение полигона и гистограммы износов позволяет наглядно представить характер их распределения по всему массиву информации об износах и сделать предварительный вывод о законе их распределения. Из ряда законов выбирают наиболее часто употребляемые в теории надежности закон нормального распределения (ЗНР) и закон распределения Вейбулла (ЗРВ)

Окончательный, более точный, выбор закона распределения износов детали делают путем нахождения «смещенного» коэффициента вариации, для чего определяют числовые характеристики распределения:

– среднее арифметическое значение износов \bar{h} , (для рассматриваемого варианта – $\bar{h} = 0,295$ мм);

– среднеквадратическое отклонение σ (для рассматриваемого варианта $\sigma = 0,117$ мм);

– коэффициент вариации v (для рассматриваемого варианта $v = 0,397$).

После выбора закона распределения износов детали (для варианта палец комбайна выбран закон распределения Вейбулла) строят графики дифференциальной и интегральной функций распределения, определяя по справочным таблицам и расчетом табличный аргумент, и для каждого выделенного интервала масштабный параметр a , параметр формы b , параметр сдвига c (для выбранного ЗРВ износа пальца комбайна параметры распределения будут $a = 0,230$ мм; $b = 1,810$; $c = 0,09$ мм)

На графике интегральной функции распределения износов ось ординат для заданной (или выбранной) вероятности, с которой не будет превышен износ детали при выборе рационального способа

ее восстановления находят квантиль (для пальца комбайна квантиль равна $K(0,95) = 0,507$ мм

По найденной квантили можно с заданной вероятностью (для рассматриваемого случая – 95 %) утверждать, что восстановление детали целесообразно при износах, не превышающих ее величину. При больших износах деталь экономически восстанавливать нецелесообразно, а лучше выбраковать (для рассматриваемого варианта – палец комбайна, все износы, превышающие 0,507 мм целесообразно выбраковать).

Найденная предельная величина износа детали, по которой принимается решение о целесообразном ее ремонта, позволяет выбрать способы восстановления.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Надежность и ремонт машин : метод. Указания / М. И. Чеботарев [и др]. – Краснодар : КубГАУ, 2011.
2. Техника применения математического аппарата теории вероятностей в надежности машин : учеб. Пособие / М. И. Юдин, И. В. Карасев, Р. А. Тимов, Ю. Д. Янчин. Краснодар : : Учебное пособие. – Краснодар: КубГАУ, 2006.

Приложение А

Таблица А1 – Коэффициент Ирвина, λ_T

| Объем выборки N Значение λ_T | Значение коэффициентов при выборке | | | | | |
|---|------------------------------------|-----|-----|-----|-----|-----|
| | 10 | 20 | 30 | 50 | 100 | 400 |
| λ_T при $\alpha=0,95$ | 1,5 | 1,3 | 1,2 | 1,1 | 1 | 0,9 |
| λ_T при $\alpha=0,99$ | 2 | 1,8 | 1,7 | 1,6 | 1,5 | 1,3 |

Таблица А2 – Параметры и коэффициенты закона распределения Вейбулла

| V_c | b | K_a | V_c | b | K_a | V_c | b | K_a |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 0,25 | 4,542 | 1,095 | 0,59 | 1,749 | 1,123 | 0,93 | 1,076 | 1,029 |
| 0,26 | 4,350 | 1,098 | 0,6 | 1,717 | 1,122 | 0,94 | 1,064 | 1,025 |
| 0,27 | 4,174 | 1,101 | 0,61 | 1,686 | 1,120 | 0,95 | 1,053 | 1,021 |
| 0,28 | 4,008 | 1,103 | 0,62 | 1,656 | 1,119 | 0,96 | 1,042 | 1,017 |
| 0,29 | 3,856 | 1,106 | 0,63 | 1,628 | 1,117 | 0,97 | 1,031 | 1,013 |
| 0,3 | 3,714 | 1,108 | 0,64 | 1,600 | 1,115 | 0,98 | 1,021 | 1,008 |
| 0,31 | 3,580 | 1,110 | 0,65 | 1,573 | 1,114 | 0,99 | 1,010 | 1,004 |
| 0,32 | 3,457 | 1,112 | 0,66 | 1,547 | 1,112 | 1 | 1,000 | 1,000 |
| 0,33 | 3,341 | 1,114 | 0,67 | 1,522 | 1,110 | 1,01 | 0,990 | 0,996 |
| 0,34 | 3,232 | 1,116 | 0,68 | 1,498 | 1,108 | 1,02 | 0,980 | 0,991 |
| 0,35 | 3,129 | 1,118 | 0,69 | 1,474 | 1,105 | 1,03 | 0,971 | 0,987 |
| 0,36 | 3,032 | 1,119 | 0,7 | 1,451 | 1,103 | 1,04 | 0,962 | 0,983 |
| 0,37 | 2,941 | 1,121 | 0,71 | 1,429 | 1,101 | 1,05 | 0,953 | 0,978 |
| 0,38 | 2,854 | 1,122 | 0,72 | 1,408 | 1,098 | 1,06 | 0,944 | 0,974 |
| 0,39 | 2,773 | 1,123 | 0,73 | 1,387 | 1,096 | 1,07 | 0,935 | 0,970 |
| 0,4 | 2,696 | 1,125 | 0,74 | 1,367 | 1,093 | 1,08 | 0,927 | 0,965 |
| 0,41 | 2,622 | 1,126 | 0,75 | 1,348 | 1,090 | 1,09 | 0,918 | 0,961 |
| 0,42 | 2,553 | 1,127 | 0,76 | 1,329 | 1,087 | 1,1 | 0,910 | 0,956 |
| 0,43 | 2,486 | 1,127 | 0,77 | 1,310 | 1,084 | 1,11 | 0,902 | 0,952 |
| 0,44 | 2,423 | 1,128 | 0,78 | 1,292 | 1,081 | 1,12 | 0,895 | 0,947 |
| 0,45 | 2,363 | 1,128 | 0,79 | 1,275 | 1,078 | 1,13 | 0,887 | 0,943 |
| 0,46 | 2,306 | 1,129 | 0,8 | 1,258 | 1,075 | 1,14 | 0,880 | 0,938 |
| 0,47 | 2,252 | 1,129 | 0,81 | 1,242 | 1,072 | 1,15 | 0,872 | 0,934 |
| 0,48 | 2,199 | 1,129 | 0,82 | 1,226 | 1,069 | 1,16 | 0,865 | 0,929 |
| 0,49 | 2,149 | 1,129 | 0,83 | 1,210 | 1,066 | 1,17 | 0,858 | 0,925 |
| 0,5 | 2,101 | 1,129 | 0,84 | 1,195 | 1,062 | 1,18 | 0,851 | 0,920 |
| 0,51 | 2,055 | 1,129 | 0,85 | 1,181 | 1,059 | 1,19 | 0,844 | 0,915 |
| 0,52 | 2,012 | 1,129 | 0,86 | 1,166 | 1,055 | 1,2 | 0,838 | 0,911 |
| 0,53 | 1,970 | 1,128 | 0,87 | 1,152 | 1,051 | 1,21 | 0,831 | 0,906 |
| 0,54 | 1,929 | 1,127 | 0,88 | 1,139 | 1,048 | 1,22 | 0,825 | 0,901 |
| 0,55 | 1,890 | 1,127 | 0,89 | 1,126 | 1,044 | 1,23 | 0,818 | 0,897 |
| 0,56 | 1,853 | 1,126 | 0,9 | 1,113 | 1,040 | 1,24 | 0,812 | 0,892 |
| 0,57 | 1,817 | 1,125 | 0,91 | 1,100 | 1,037 | 1,25 | 0,806 | 0,888 |
| 0,58 | 1,782 | 1,124 | 0,92 | 1,088 | 1,033 | | | |

Таблица А3 – Значения теоретической вероятности дифференциальной функции для ЗРВ

| <i>u</i> | Параметр <i>b</i> | | | | | | | | | | | | | | | |
|----------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 0,9 | 1 | 1,1 | 1,2 | 1,3 | 1,4 | 1,5 | 1,6 | 1,7 | 1,8 | 1,9 | 2 | 2,1 | 2,2 | 2,3 | 2,4 |
| 0,1 | 0,999 | 0,905 | 0,807 | 0,711 | 0,620 | 0,536 | 0,460 | 0,392 | 0,332 | 0,281 | 0,236 | 0,198 | 0,165 | 0,138 | 0,115 | 0,095 |
| 0,2 | 0,836 | 0,819 | 0,790 | 0,752 | 0,709 | 0,662 | 0,613 | 0,565 | 0,516 | 0,470 | 0,426 | 0,384 | 0,346 | 0,310 | 0,277 | 0,247 |
| 0,3 | 0,724 | 0,741 | 0,747 | 0,745 | 0,735 | 0,719 | 0,697 | 0,672 | 0,643 | 0,613 | 0,581 | 0,548 | 0,516 | 0,483 | 0,452 | 0,421 |
| 0,4 | 0,636 | 0,670 | 0,697 | 0,716 | 0,729 | 0,735 | 0,737 | 0,733 | 0,725 | 0,714 | 0,699 | 0,682 | 0,662 | 0,641 | 0,619 | 0,596 |
| 0,5 | 0,564 | 0,607 | 0,644 | 0,676 | 0,703 | 0,726 | 0,745 | 0,759 | 0,769 | 0,776 | 0,779 | 0,779 | 0,776 | 0,770 | 0,762 | 0,752 |
| 0,6 | 0,504 | 0,549 | 0,591 | 0,630 | 0,667 | 0,700 | 0,730 | 0,757 | 0,781 | 0,803 | 0,821 | 0,837 | 0,850 | 0,861 | 0,869 | 0,875 |
| 0,7 | 0,452 | 0,497 | 0,540 | 0,582 | 0,623 | 0,662 | 0,699 | 0,734 | 0,768 | 0,799 | 0,829 | 0,858 | 0,884 | 0,909 | 0,931 | 0,952 |
| 0,8 | 0,406 | 0,449 | 0,492 | 0,534 | 0,575 | 0,616 | 0,656 | 0,695 | 0,734 | 0,771 | 0,808 | 0,844 | 0,879 | 0,913 | 0,946 | 0,978 |
| 0,9 | 0,366 | 0,407 | 0,447 | 0,487 | 0,527 | 0,566 | 0,606 | 0,645 | 0,684 | 0,723 | 0,762 | 0,801 | 0,839 | 0,877 | 0,915 | 0,953 |
| 1,0 | 0,331 | 0,368 | 0,405 | 0,441 | 0,478 | 0,515 | 0,552 | 0,589 | 0,625 | 0,662 | 0,699 | 0,736 | 0,773 | 0,809 | 0,846 | 0,883 |
| 1,1 | 0,300 | 0,333 | 0,366 | 0,399 | 0,431 | 0,464 | 0,496 | 0,529 | 0,561 | 0,593 | 0,624 | 0,656 | 0,687 | 0,719 | 0,750 | 0,780 |
| 1,2 | 0,272 | 0,301 | 0,330 | 0,359 | 0,387 | 0,414 | 0,441 | 0,468 | 0,494 | 0,520 | 0,544 | 0,569 | 0,592 | 0,615 | 0,637 | 0,658 |
| 1,3 | 0,247 | 0,273 | 0,297 | 0,321 | 0,345 | 0,367 | 0,388 | 0,409 | 0,428 | 0,447 | 0,464 | 0,480 | 0,494 | 0,508 | 0,520 | 0,530 |
| 1,4 | 0,225 | 0,247 | 0,267 | 0,287 | 0,306 | 0,323 | 0,339 | 0,353 | 0,366 | 0,377 | 0,387 | 0,394 | 0,401 | 0,405 | 0,407 | 0,408 |
| 1,5 | 0,205 | 0,223 | 0,240 | 0,256 | 0,270 | 0,282 | 0,293 | 0,301 | 0,308 | 0,313 | 0,315 | 0,316 | 0,315 | 0,312 | 0,307 | 0,300 |
| 1,6 | 0,187 | 0,202 | 0,216 | 0,227 | 0,237 | 0,245 | 0,251 | 0,254 | 0,256 | 0,255 | 0,252 | 0,247 | 0,241 | 0,232 | 0,222 | 0,211 |
| 1,7 | 0,170 | 0,183 | 0,193 | 0,202 | 0,208 | 0,212 | 0,213 | 0,212 | 0,210 | 0,205 | 0,198 | 0,189 | 0,179 | 0,167 | 0,155 | 0,142 |
| 1,8 | 0,155 | 0,165 | 0,173 | 0,178 | 0,181 | 0,182 | 0,180 | 0,176 | 0,170 | 0,162 | 0,152 | 0,141 | 0,129 | 0,116 | 0,104 | 0,091 |
| 1,9 | 0,142 | 0,150 | 0,155 | 0,157 | 0,157 | 0,155 | 0,151 | 0,144 | 0,136 | 0,126 | 0,115 | 0,103 | 0,091 | 0,078 | 0,067 | 0,055 |
| 2,0 | 0,130 | 0,135 | 0,138 | 0,139 | 0,136 | 0,132 | 0,125 | 0,117 | 0,107 | 0,096 | 0,085 | 0,073 | 0,062 | 0,051 | 0,041 | 0,032 |
| 2,1 | 0,119 | 0,122 | 0,123 | 0,122 | 0,118 | 0,112 | 0,104 | 0,094 | 0,084 | 0,073 | 0,062 | 0,051 | 0,041 | 0,032 | 0,024 | 0,018 |
| 2,2 | 0,109 | 0,111 | 0,110 | 0,107 | 0,101 | 0,094 | 0,085 | 0,075 | 0,065 | 0,054 | 0,044 | 0,035 | 0,027 | 0,020 | 0,014 | 0,010 |
| 2,3 | 0,100 | 0,100 | 0,098 | 0,094 | 0,087 | 0,079 | 0,070 | 0,060 | 0,049 | 0,040 | 0,031 | 0,023 | 0,017 | 0,012 | 0,008 | 0,005 |
| 2,4 | 0,091 | 0,091 | 0,087 | 0,082 | 0,075 | 0,066 | 0,056 | 0,047 | 0,037 | 0,029 | 0,021 | 0,015 | 0,010 | 0,007 | 0,004 | 0,002 |
| 2,5 | 0,084 | 0,082 | 0,078 | 0,072 | 0,064 | 0,055 | 0,046 | 0,036 | 0,028 | 0,021 | 0,014 | 0,010 | 0,006 | 0,004 | 0,002 | 0,001 |
| 2,6 | 0,077 | 0,074 | 0,069 | 0,062 | 0,054 | 0,045 | 0,037 | 0,028 | 0,021 | 0,015 | 0,010 | 0,006 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,000 |
| 2,7 | 0,071 | 0,067 | 0,062 | 0,054 | 0,046 | 0,038 | 0,029 | 0,022 | 0,015 | 0,010 | 0,006 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 |
| 2,8 | 0,065 | 0,061 | 0,055 | 0,047 | 0,039 | 0,031 | 0,023 | 0,016 | 0,011 | 0,007 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2,9 | 0,060 | 0,055 | 0,049 | 0,041 | 0,033 | 0,025 | 0,018 | 0,012 | 0,008 | 0,005 | 0,003 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3,0 | 0,055 | 0,050 | 0,043 | 0,036 | 0,028 | 0,021 | 0,014 | 0,009 | 0,006 | 0,003 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3,1 | 0,050 | 0,045 | 0,038 | 0,031 | 0,023 | 0,017 | 0,011 | 0,007 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3,2 | 0,046 | 0,041 | 0,034 | 0,027 | 0,020 | 0,014 | 0,009 | 0,005 | 0,003 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3,3 | 0,043 | 0,037 | 0,030 | 0,023 | 0,017 | 0,011 | 0,007 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3,4 | 0,039 | 0,033 | 0,027 | 0,020 | 0,014 | 0,009 | 0,005 | 0,003 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3,5 | 0,036 | 0,030 | 0,024 | 0,017 | 0,012 | 0,007 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3,6 | 0,033 | 0,027 | 0,021 | 0,015 | 0,010 | 0,006 | 0,003 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3,7 | 0,031 | 0,025 | 0,018 | 0,013 | 0,008 | 0,005 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 3,8 | 0,028 | 0,022 | 0,016 | 0,011 | 0,007 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| <i>u</i> | Параметр <i>b</i> | | | | | | | | | | | | | | | |
| | 2,5 | 2,6 | 2,7 | 2,8 | 2,9 | 3 | 3,1 | 3,2 | 3,3 | 3,4 | 3,5 | 3,6 | 3,7 | 3,8 | 3,9 | 4 |
| 0,1 | 0,079 | 0,065 | 0,054 | 0,044 | 0,036 | 0,030 | 0,025 | 0,020 | 0,017 | 0,014 | 0,011 | 0,009 | 0,007 | 0,006 | 0,005 | 0,004 |
| 0,2 | 0,220 | 0,195 | 0,173 | 0,153 | 0,135 | 0,119 | 0,105 | 0,092 | 0,081 | 0,071 | 0,062 | 0,055 | 0,048 | 0,042 | 0,037 | 0,032 |
| 0,3 | 0,391 | 0,363 | 0,335 | 0,310 | 0,286 | 0,263 | 0,242 | 0,222 | 0,203 | 0,186 | 0,170 | 0,155 | 0,142 | 0,129 | 0,118 | 0,107 |
| 0,4 | 0,572 | 0,547 | 0,523 | 0,498 | 0,474 | 0,450 | 0,427 | 0,404 | 0,382 | 0,361 | 0,340 | 0,320 | 0,301 | 0,283 | 0,266 | 0,250 |
| 0,5 | 0,741 | 0,727 | 0,712 | 0,697 | 0,680 | 0,662 | 0,643 | 0,625 | 0,605 | 0,586 | 0,566 | 0,547 | 0,527 | 0,508 | 0,489 | 0,470 |
| 0,6 | 0,879 | 0,881 | 0,881 | 0,879 | 0,875 | 0,870 | 0,864 | 0,856 | 0,847 | 0,837 | 0,826 | 0,814 | 0,801 | 0,788 | 0,774 | 0,759 |
| 0,7 | 0,972 | 0,989 | 1,005 | 1,019 | 1,032 | 1,043 | 1,053 | 1,061 | 1,068 | 1,073 | 1,077 | 1,080 | 1,081 | 1,082 | 1,081 | 1,079 |
| 0,8 | 1,009 | 1,039 | 1,069 | 1,097 | 1,124 | 1,151 | 1,176 | 1,200 | 1,224 | 1,246 | 1,267 | 1,288 | 1,307 | 1,326 | 1,343 | 1,360 |
| 0,9 | 0,990 | 1,027 | 1,064 | 1,100 | 1,136 | 1,172 | 1,208 | 1,243 | 1,278 | 1,313 | 1,347 | 1,381 | 1,414 | 1,448 | 1,481 | 1,513 |
| 1,0 | 0,920 | 0,956 | 0,993 | 1,030 | 1,067 | 1,104 | 1,140 | 1,177 | 1,214 | 1,251 | 1,288 | 1,324 | 1,361 | 1,398 | 1,435 | 1,472 |
| 1,1 | 0,811 | 0,841 | 0,871 | 0,901 | 0,930 | 0,959 | 0,988 | 1,016 | 1,044 | 1,072 | 1,100 | 1,127 | 1,154 | 1,180 | 1,206 | 1,231 |
| 1,2 | 0,679 | 0,698 | 0,717 | 0,735 | 0,752 | 0,767 | 0,782 | 0,796 | 0,809 | 0,821 | 0,832 | 0,841 | 0,850 | 0,857 | 0,864 | 0,869 |
| 1,3 | 0,540 | 0,547 | 0,554 | 0,558 | 0,562 | 0,563 | 0,564 | 0,563 | 0,560 | 0,556 | 0,551 | 0,544 | 0,536 | 0,527 | 0,517 | 0,505 |

Продолжение таблицы А3

| <i>u</i> | Параметр <i>b</i> | | | | | | | | | | | | | | | |
|----------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 2,5 | 2,6 | 2,7 | 2,8 | 2,9 | 3 | 3,1 | 3,2 | 3,3 | 3,4 | 3,5 | 3,6 | 3,7 | 3,8 | 3,9 | 4 |
| 1,4 | 0,407 | 0,405 | 0,400 | 0,394 | 0,387 | 0,378 | 0,368 | 0,356 | 0,344 | 0,330 | 0,316 | 0,301 | 0,285 | 0,269 | 0,252 | 0,236 |
| 1,5 | 0,292 | 0,282 | 0,271 | 0,259 | 0,245 | 0,231 | 0,216 | 0,201 | 0,185 | 0,170 | 0,155 | 0,140 | 0,125 | 0,111 | 0,098 | 0,085 |
| 1,6 | 0,199 | 0,185 | 0,171 | 0,157 | 0,142 | 0,128 | 0,114 | 0,100 | 0,087 | 0,075 | 0,064 | 0,054 | 0,044 | 0,036 | 0,029 | 0,023 |
| 1,7 | 0,128 | 0,114 | 0,101 | 0,088 | 0,075 | 0,064 | 0,053 | 0,044 | 0,035 | 0,028 | 0,022 | 0,017 | 0,013 | 0,009 | 0,007 | 0,005 |
| 1,8 | 0,078 | 0,066 | 0,055 | 0,045 | 0,036 | 0,029 | 0,022 | 0,017 | 0,012 | 0,009 | 0,006 | 0,004 | 0,003 | 0,002 | 0,001 | 0,001 |
| 1,9 | 0,045 | 0,036 | 0,028 | 0,021 | 0,016 | 0,011 | 0,008 | 0,005 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2,0 | 0,025 | 0,018 | 0,013 | 0,009 | 0,006 | 0,004 | 0,003 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2,1 | 0,013 | 0,009 | 0,006 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2,2 | 0,006 | 0,004 | 0,002 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2,3 | 0,003 | 0,002 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2,4 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 2,5 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |

Таблица А4 – Значения плотности вероятности дифференциальной функции для ЗНР

| u | Сотые доли u | | | | | | | | | |
|-----|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 0 | 0,399 | 0,399 | 0,399 | 0,399 | 0,399 | 0,398 | 0,398 | 0,398 | 0,398 | 0,397 |
| 0,1 | 0,397 | 0,397 | 0,396 | 0,396 | 0,395 | 0,394 | 0,394 | 0,393 | 0,393 | 0,392 |
| 0,2 | 0,391 | 0,390 | 0,389 | 0,389 | 0,388 | 0,387 | 0,386 | 0,385 | 0,384 | 0,383 |
| 0,3 | 0,381 | 0,380 | 0,379 | 0,378 | 0,377 | 0,375 | 0,374 | 0,373 | 0,371 | 0,370 |
| 0,4 | 0,368 | 0,367 | 0,365 | 0,364 | 0,362 | 0,361 | 0,359 | 0,357 | 0,356 | 0,354 |
| 0,5 | 0,352 | 0,350 | 0,348 | 0,347 | 0,345 | 0,343 | 0,341 | 0,339 | 0,337 | 0,335 |
| 0,6 | 0,333 | 0,331 | 0,329 | 0,327 | 0,325 | 0,323 | 0,321 | 0,319 | 0,317 | 0,314 |
| 0,7 | 0,312 | 0,310 | 0,308 | 0,306 | 0,303 | 0,301 | 0,299 | 0,297 | 0,294 | 0,292 |
| 0,8 | 0,290 | 0,287 | 0,285 | 0,283 | 0,280 | 0,278 | 0,276 | 0,273 | 0,271 | 0,268 |
| 0,9 | 0,266 | 0,264 | 0,261 | 0,259 | 0,256 | 0,254 | 0,252 | 0,249 | 0,247 | 0,244 |
| 1 | 0,242 | 0,240 | 0,237 | 0,235 | 0,232 | 0,230 | 0,227 | 0,225 | 0,223 | 0,220 |
| 1,1 | 0,218 | 0,215 | 0,213 | 0,211 | 0,208 | 0,206 | 0,204 | 0,201 | 0,199 | 0,197 |
| 1,2 | 0,194 | 0,192 | 0,190 | 0,187 | 0,185 | 0,183 | 0,180 | 0,178 | 0,176 | 0,174 |
| 1,3 | 0,171 | 0,169 | 0,167 | 0,165 | 0,163 | 0,160 | 0,158 | 0,156 | 0,154 | 0,152 |
| 1,4 | 0,150 | 0,148 | 0,146 | 0,144 | 0,141 | 0,139 | 0,137 | 0,135 | 0,133 | 0,131 |
| 1,5 | 0,130 | 0,128 | 0,126 | 0,124 | 0,122 | 0,120 | 0,118 | 0,116 | 0,115 | 0,113 |
| 1,6 | 0,111 | 0,109 | 0,107 | 0,106 | 0,104 | 0,102 | 0,101 | 0,099 | 0,097 | 0,096 |
| 1,7 | 0,094 | 0,092 | 0,091 | 0,089 | 0,088 | 0,086 | 0,085 | 0,083 | 0,082 | 0,080 |
| 1,8 | 0,079 | 0,078 | 0,076 | 0,075 | 0,073 | 0,072 | 0,071 | 0,069 | 0,068 | 0,067 |
| 1,9 | 0,066 | 0,064 | 0,063 | 0,062 | 0,061 | 0,060 | 0,058 | 0,057 | 0,056 | 0,055 |
| 2 | 0,054 | 0,053 | 0,052 | 0,051 | 0,050 | 0,049 | 0,048 | 0,047 | 0,046 | 0,045 |
| 2,1 | 0,044 | 0,043 | 0,042 | 0,041 | 0,040 | 0,040 | 0,039 | 0,038 | 0,037 | 0,036 |
| 2,2 | 0,035 | 0,035 | 0,034 | 0,033 | 0,032 | 0,032 | 0,031 | 0,030 | 0,030 | 0,029 |
| 2,3 | 0,028 | 0,028 | 0,027 | 0,026 | 0,026 | 0,025 | 0,025 | 0,024 | 0,023 | 0,023 |
| 2,4 | 0,022 | 0,022 | 0,021 | 0,021 | 0,020 | 0,020 | 0,019 | 0,019 | 0,018 | 0,018 |
| 2,5 | 0,018 | 0,017 | 0,017 | 0,016 | 0,016 | 0,015 | 0,015 | 0,015 | 0,014 | 0,014 |
| 2,6 | 0,014 | 0,013 | 0,013 | 0,013 | 0,012 | 0,012 | 0,012 | 0,011 | 0,011 | 0,011 |
| 2,7 | 0,010 | 0,010 | 0,010 | 0,010 | 0,009 | 0,009 | 0,009 | 0,009 | 0,008 | 0,008 |
| 2,8 | 0,008 | 0,008 | 0,007 | 0,007 | 0,007 | 0,007 | 0,007 | 0,006 | 0,006 | 0,006 |
| 2,9 | 0,006 | 0,006 | 0,006 | 0,005 | 0,005 | 0,005 | 0,005 | 0,005 | 0,005 | 0,005 |
| 3 | 0,004 | 0,004 | 0,004 | 0,004 | 0,004 | 0,004 | 0,004 | 0,004 | 0,003 | 0,003 |
| 3,1 | 0,003 | 0,003 | 0,003 | 0,003 | 0,003 | 0,003 | 0,003 | 0,003 | 0,003 | 0,002 |
| 3,2 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,002 |
| 3,3 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,002 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 |
| 3,4 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 |
| 3,5 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 |

Таблица А5 – Значения теоретической вероятности интегральной функции для ЗРВ

| <i>u</i> | Параметр <i>b</i> | | | | | | | | | | | | | | | |
|----------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 0,9 | 1 | 1,1 | 1,2 | 1,3 | 1,4 | 1,5 | 1,6 | 1,7 | 1,8 | 1,9 | 2 | 2,1 | 2,2 | 2,3 | 2,4 |
| 0,1 | 0,118 | 0,095 | 0,076 | 0,061 | 0,049 | 0,039 | 0,031 | 0,025 | 0,020 | 0,016 | 0,013 | 0,010 | 0,008 | 0,006 | 0,005 | 0,004 |
| 0,2 | 0,209 | 0,181 | 0,157 | 0,135 | 0,116 | 0,100 | 0,086 | 0,073 | 0,063 | 0,054 | 0,046 | 0,039 | 0,033 | 0,029 | 0,024 | 0,021 |
| 0,3 | 0,287 | 0,259 | 0,234 | 0,210 | 0,189 | 0,169 | 0,152 | 0,136 | 0,121 | 0,108 | 0,097 | 0,086 | 0,077 | 0,068 | 0,061 | 0,054 |
| 0,4 | 0,355 | 0,330 | 0,306 | 0,283 | 0,262 | 0,242 | 0,224 | 0,206 | 0,190 | 0,175 | 0,161 | 0,148 | 0,136 | 0,125 | 0,114 | 0,105 |
| 0,5 | 0,415 | 0,393 | 0,373 | 0,353 | 0,334 | 0,315 | 0,298 | 0,281 | 0,265 | 0,250 | 0,235 | 0,221 | 0,208 | 0,196 | 0,184 | 0,173 |
| 0,6 | 0,468 | 0,451 | 0,435 | 0,418 | 0,402 | 0,387 | 0,372 | 0,357 | 0,343 | 0,329 | 0,315 | 0,302 | 0,290 | 0,277 | 0,266 | 0,254 |
| 0,7 | 0,516 | 0,503 | 0,491 | 0,479 | 0,467 | 0,455 | 0,443 | 0,432 | 0,420 | 0,409 | 0,398 | 0,387 | 0,377 | 0,366 | 0,356 | 0,346 |
| 0,8 | 0,559 | 0,551 | 0,543 | 0,535 | 0,527 | 0,519 | 0,511 | 0,503 | 0,496 | 0,488 | 0,480 | 0,473 | 0,465 | 0,458 | 0,450 | 0,443 |
| 0,9 | 0,597 | 0,593 | 0,590 | 0,586 | 0,582 | 0,578 | 0,574 | 0,570 | 0,567 | 0,563 | 0,559 | 0,555 | 0,551 | 0,548 | 0,544 | 0,540 |
| 1 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 |
| 1,1 | 0,664 | 0,667 | 0,671 | 0,674 | 0,678 | 0,681 | 0,685 | 0,688 | 0,691 | 0,695 | 0,698 | 0,702 | 0,705 | 0,709 | 0,712 | 0,715 |
| 1,2 | 0,692 | 0,699 | 0,705 | 0,712 | 0,718 | 0,725 | 0,731 | 0,738 | 0,744 | 0,751 | 0,757 | 0,763 | 0,769 | 0,775 | 0,781 | 0,788 |
| 1,3 | 0,718 | 0,727 | 0,737 | 0,746 | 0,755 | 0,764 | 0,773 | 0,782 | 0,790 | 0,799 | 0,807 | 0,815 | 0,824 | 0,832 | 0,839 | 0,847 |
| 1,4 | 0,742 | 0,753 | 0,765 | 0,776 | 0,787 | 0,798 | 0,809 | 0,820 | 0,830 | 0,840 | 0,850 | 0,859 | 0,868 | 0,877 | 0,886 | 0,894 |
| 1,5 | 0,763 | 0,777 | 0,790 | 0,803 | 0,816 | 0,829 | 0,841 | 0,852 | 0,864 | 0,874 | 0,885 | 0,895 | 0,904 | 0,913 | 0,921 | 0,929 |
| 1,6 | 0,783 | 0,798 | 0,813 | 0,828 | 0,842 | 0,855 | 0,868 | 0,880 | 0,892 | 0,903 | 0,913 | 0,923 | 0,932 | 0,940 | 0,948 | 0,954 |
| 1,7 | 0,801 | 0,817 | 0,833 | 0,849 | 0,864 | 0,878 | 0,891 | 0,903 | 0,915 | 0,926 | 0,935 | 0,944 | 0,953 | 0,960 | 0,966 | 0,972 |
| 1,8 | 0,817 | 0,835 | 0,852 | 0,868 | 0,883 | 0,897 | 0,911 | 0,923 | 0,934 | 0,944 | 0,953 | 0,961 | 0,968 | 0,974 | 0,979 | 0,983 |
| 1,9 | 0,832 | 0,850 | 0,868 | 0,885 | 0,900 | 0,914 | 0,927 | 0,939 | 0,949 | 0,958 | 0,966 | 0,973 | 0,979 | 0,984 | 0,987 | 0,991 |
| 2 | 0,845 | 0,865 | 0,883 | 0,899 | 0,915 | 0,929 | 0,941 | 0,952 | 0,961 | 0,969 | 0,976 | 0,982 | 0,986 | 0,990 | 0,993 | 0,995 |
| 2,1 | 0,858 | 0,878 | 0,896 | 0,912 | 0,927 | 0,941 | 0,952 | 0,962 | 0,971 | 0,978 | 0,983 | 0,988 | 0,991 | 0,994 | 0,996 | 0,997 |
| 2,2 | 0,869 | 0,889 | 0,907 | 0,924 | 0,938 | 0,951 | 0,962 | 0,971 | 0,978 | 0,984 | 0,989 | 0,992 | 0,995 | 0,997 | 0,998 | 0,999 |
| 2,3 | 0,880 | 0,900 | 0,918 | 0,934 | 0,948 | 0,960 | 0,969 | 0,977 | 0,984 | 0,989 | 0,992 | 0,995 | 0,997 | 0,998 | 0,999 | 0,999 |
| 2,4 | 0,889 | 0,909 | 0,927 | 0,943 | 0,956 | 0,967 | 0,976 | 0,983 | 0,988 | 0,992 | 0,995 | 0,997 | 0,998 | 0,999 | 0,999 | 1,000 |
| 2,5 | 0,898 | 0,918 | 0,935 | 0,950 | 0,963 | 0,973 | 0,981 | 0,987 | 0,991 | 0,995 | 0,997 | 0,998 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 |
| 2,6 | 0,906 | 0,926 | 0,943 | 0,957 | 0,969 | 0,978 | 0,985 | 0,990 | 0,994 | 0,996 | 0,998 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 2,7 | 0,913 | 0,933 | 0,949 | 0,963 | 0,974 | 0,982 | 0,988 | 0,993 | 0,996 | 0,997 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 2,8 | 0,920 | 0,939 | 0,955 | 0,968 | 0,978 | 0,985 | 0,991 | 0,994 | 0,997 | 0,998 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 2,9 | 0,926 | 0,945 | 0,960 | 0,972 | 0,982 | 0,988 | 0,993 | 0,996 | 0,998 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 3 | 0,932 | 0,950 | 0,965 | 0,976 | 0,985 | 0,990 | 0,994 | 0,997 | 0,998 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 3,1 | 0,937 | 0,955 | 0,969 | 0,979 | 0,987 | 0,992 | 0,996 | 0,998 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 3,2 | 0,942 | 0,959 | 0,973 | 0,982 | 0,989 | 0,994 | 0,997 | 0,998 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 3,3 | 0,947 | 0,963 | 0,976 | 0,985 | 0,991 | 0,995 | 0,998 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 3,4 | 0,951 | 0,967 | 0,979 | 0,987 | 0,993 | 0,996 | 0,998 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 3,5 | 0,954 | 0,970 | 0,981 | 0,989 | 0,994 | 0,997 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 3,6 | 0,958 | 0,973 | 0,983 | 0,990 | 0,995 | 0,998 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 3,7 | 0,961 | 0,975 | 0,985 | 0,992 | 0,996 | 0,998 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 3,8 | 0,964 | 0,978 | 0,987 | 0,993 | 0,997 | 0,998 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |

Продолжение таблицы А5

| <i>и</i> | Параметр <i>b</i> | | | | | | | | | | | | | | | |
|----------|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 2,5 | 2,6 | 2,7 | 2,8 | 2,9 | 3,0 | 3,1 | 3,2 | 3,3 | 3,4 | 3,5 | 3,6 | 3,7 | 3,8 | 3,9 | 4,0 |
| 0,1 | 0,003 | 0,003 | 0,002 | 0,002 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| 0,2 | 0,018 | 0,015 | 0,013 | 0,011 | 0,009 | 0,008 | 0,007 | 0,006 | 0,005 | 0,004 | 0,004 | 0,003 | 0,003 | 0,002 | 0,002 | 0,002 |
| 0,3 | 0,048 | 0,043 | 0,038 | 0,034 | 0,030 | 0,027 | 0,024 | 0,021 | 0,019 | 0,017 | 0,015 | 0,013 | 0,012 | 0,010 | 0,009 | 0,008 |
| 0,4 | 0,096 | 0,088 | 0,081 | 0,074 | 0,068 | 0,062 | 0,057 | 0,052 | 0,047 | 0,043 | 0,040 | 0,036 | 0,033 | 0,030 | 0,028 | 0,025 |
| 0,5 | 0,162 | 0,152 | 0,143 | 0,134 | 0,125 | 0,118 | 0,110 | 0,103 | 0,097 | 0,090 | 0,085 | 0,079 | 0,074 | 0,069 | 0,065 | 0,061 |
| 0,6 | 0,243 | 0,233 | 0,223 | 0,213 | 0,203 | 0,194 | 0,186 | 0,177 | 0,169 | 0,161 | 0,154 | 0,147 | 0,140 | 0,134 | 0,127 | 0,122 |
| 0,7 | 0,336 | 0,327 | 0,317 | 0,308 | 0,299 | 0,290 | 0,282 | 0,273 | 0,265 | 0,257 | 0,249 | 0,242 | 0,234 | 0,227 | 0,220 | 0,213 |
| 0,8 | 0,436 | 0,429 | 0,422 | 0,415 | 0,408 | 0,401 | 0,394 | 0,387 | 0,381 | 0,374 | 0,367 | 0,361 | 0,355 | 0,348 | 0,342 | 0,336 |
| 0,9 | 0,536 | 0,533 | 0,529 | 0,525 | 0,521 | 0,518 | 0,514 | 0,510 | 0,507 | 0,503 | 0,499 | 0,496 | 0,492 | 0,488 | 0,485 | 0,481 |
| 1 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 | 0,632 |
| 1,1 | 0,719 | 0,722 | 0,726 | 0,729 | 0,732 | 0,736 | 0,739 | 0,742 | 0,746 | 0,749 | 0,752 | 0,756 | 0,759 | 0,762 | 0,765 | 0,769 |
| 1,2 | 0,793 | 0,799 | 0,805 | 0,811 | 0,817 | 0,822 | 0,828 | 0,833 | 0,839 | 0,844 | 0,849 | 0,855 | 0,860 | 0,865 | 0,869 | 0,874 |
| 1,3 | 0,854 | 0,862 | 0,869 | 0,876 | 0,882 | 0,889 | 0,895 | 0,901 | 0,907 | 0,913 | 0,918 | 0,924 | 0,929 | 0,933 | 0,938 | 0,943 |
| 1,4 | 0,902 | 0,909 | 0,916 | 0,923 | 0,930 | 0,936 | 0,941 | 0,947 | 0,952 | 0,957 | 0,961 | 0,965 | 0,969 | 0,972 | 0,976 | 0,979 |
| 1,5 | 0,936 | 0,943 | 0,950 | 0,955 | 0,961 | 0,966 | 0,970 | 0,974 | 0,978 | 0,981 | 0,984 | 0,986 | 0,989 | 0,991 | 0,992 | 0,994 |
| 1,6 | 0,961 | 0,966 | 0,971 | 0,976 | 0,980 | 0,983 | 0,986 | 0,989 | 0,991 | 0,993 | 0,994 | 0,996 | 0,997 | 0,997 | 0,998 | 0,999 |
| 1,7 | 0,977 | 0,981 | 0,985 | 0,988 | 0,991 | 0,993 | 0,994 | 0,996 | 0,997 | 0,998 | 0,998 | 0,999 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 |
| 1,8 | 0,987 | 0,990 | 0,992 | 0,994 | 0,996 | 0,997 | 0,998 | 0,999 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 1,9 | 0,993 | 0,995 | 0,997 | 0,998 | 0,998 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 2 | 0,997 | 0,998 | 0,998 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 2,1 | 0,998 | 0,999 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 2,2 | 0,999 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 2,3 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |

Таблица А6 – Квантили стандартного нормального распределения

| <i>p</i> | Сотые доли <i>p</i> | | | | | | | | | | |
|----------|---------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | |
| 0,5 | 0,000 | 0,025 | 0,050 | 0,075 | 0,100 | 0,126 | 0,151 | 0,176 | 0,202 | 0,228 | |
| 0,6 | 0,253 | 0,279 | 0,305 | 0,332 | 0,358 | 0,385 | 0,412 | 0,440 | 0,468 | 0,496 | |
| 0,7 | 0,524 | 0,553 | 0,583 | 0,613 | 0,643 | 0,674 | 0,706 | 0,739 | 0,772 | 0,806 | |
| 0,8 | 0,842 | 0,878 | 0,915 | 0,954 | 0,994 | 1,036 | 1,080 | 1,126 | 1,175 | 1,227 | |
| 0,9 | 1,282 | 1,341 | 1,405 | 1,476 | 1,555 | 1,645 | 1,751 | 1,881 | 2,054 | 2,326 | |

Таблица А7 – Значения, теоретической вероятности интегральной функции для ЗНР

| <i>и</i> | Сотые доли <i>и</i> | | | | | | | | | |
|----------|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| –3,5 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0002 | 0,0002 |
| –3,4 | 0,0003 | 0,0003 | 0,0003 | 0,0003 | 0,0003 | 0,0003 | 0,0003 | 0,0003 | 0,0003 | 0,0002 |
| –3,3 | 0,0005 | 0,0005 | 0,0005 | 0,0004 | 0,0004 | 0,0004 | 0,0004 | 0,0004 | 0,0004 | 0,0003 |
| –3,2 | 0,0007 | 0,0007 | 0,0006 | 0,0006 | 0,0006 | 0,0006 | 0,0006 | 0,0005 | 0,0005 | 0,0005 |
| –3,1 | 0,0010 | 0,0009 | 0,0009 | 0,0009 | 0,0008 | 0,0008 | 0,0008 | 0,0008 | 0,0007 | 0,0007 |
| –3 | 0,0013 | 0,0013 | 0,0013 | 0,0012 | 0,0012 | 0,0011 | 0,0011 | 0,0011 | 0,0010 | 0,0010 |
| –2,9 | 0,0019 | 0,0018 | 0,0018 | 0,0017 | 0,0016 | 0,0016 | 0,0015 | 0,0015 | 0,0014 | 0,0014 |
| –2,8 | 0,0026 | 0,0025 | 0,0024 | 0,0023 | 0,0023 | 0,0022 | 0,0021 | 0,0021 | 0,0020 | 0,0019 |
| –2,7 | 0,0035 | 0,0034 | 0,0033 | 0,0032 | 0,0031 | 0,0030 | 0,0029 | 0,0028 | 0,0027 | 0,0026 |
| –2,6 | 0,0047 | 0,0045 | 0,0044 | 0,0043 | 0,0041 | 0,0040 | 0,0039 | 0,0038 | 0,0037 | 0,0036 |
| –2,5 | 0,0062 | 0,0060 | 0,0059 | 0,0057 | 0,0055 | 0,0054 | 0,0052 | 0,0051 | 0,0049 | 0,0048 |
| –2,4 | 0,0082 | 0,0080 | 0,0078 | 0,0075 | 0,0073 | 0,0071 | 0,0069 | 0,0068 | 0,0066 | 0,0064 |
| –2,3 | 0,0107 | 0,0104 | 0,0102 | 0,0099 | 0,0096 | 0,0094 | 0,0091 | 0,0089 | 0,0087 | 0,0084 |
| –2,2 | 0,0139 | 0,0136 | 0,0132 | 0,0129 | 0,0125 | 0,0122 | 0,0119 | 0,0116 | 0,0113 | 0,0110 |
| –2,1 | 0,0179 | 0,0174 | 0,0170 | 0,0166 | 0,0162 | 0,0158 | 0,0154 | 0,0150 | 0,0146 | 0,0143 |
| –2 | 0,0228 | 0,0222 | 0,0217 | 0,0212 | 0,0207 | 0,0202 | 0,0197 | 0,0192 | 0,0188 | 0,0183 |
| –1,9 | 0,0287 | 0,0281 | 0,0274 | 0,0268 | 0,0262 | 0,0256 | 0,0250 | 0,0244 | 0,0239 | 0,0233 |
| –1,8 | 0,0359 | 0,0351 | 0,0344 | 0,0336 | 0,0329 | 0,0322 | 0,0314 | 0,0307 | 0,0301 | 0,0294 |
| –1,7 | 0,0446 | 0,0436 | 0,0427 | 0,0418 | 0,0409 | 0,0401 | 0,0392 | 0,0384 | 0,0375 | 0,0367 |
| –1,6 | 0,0548 | 0,0537 | 0,0526 | 0,0516 | 0,0505 | 0,0495 | 0,0485 | 0,0475 | 0,0465 | 0,0455 |
| –1,5 | 0,0668 | 0,0655 | 0,0643 | 0,0630 | 0,0618 | 0,0606 | 0,0594 | 0,0582 | 0,0571 | 0,0559 |
| –1,4 | 0,0808 | 0,0793 | 0,0778 | 0,0764 | 0,0749 | 0,0735 | 0,0721 | 0,0708 | 0,0694 | 0,0681 |
| –1,3 | 0,0968 | 0,0951 | 0,0934 | 0,0918 | 0,0901 | 0,0885 | 0,0869 | 0,0853 | 0,0838 | 0,0823 |
| –1,2 | 0,1151 | 0,1131 | 0,1112 | 0,1093 | 0,1075 | 0,1056 | 0,1038 | 0,1020 | 0,1003 | 0,0985 |
| –1,1 | 0,1357 | 0,1335 | 0,1314 | 0,1292 | 0,1271 | 0,1251 | 0,1230 | 0,1210 | 0,1190 | 0,1170 |
| –1 | 0,1587 | 0,1562 | 0,1539 | 0,1515 | 0,1492 | 0,1469 | 0,1446 | 0,1423 | 0,1401 | 0,1379 |
| –0,9 | 0,1841 | 0,1814 | 0,1788 | 0,1762 | 0,1736 | 0,1711 | 0,1685 | 0,1660 | 0,1635 | 0,1611 |
| –0,8 | 0,2119 | 0,2090 | 0,2061 | 0,2033 | 0,2005 | 0,1977 | 0,1949 | 0,1922 | 0,1894 | 0,1867 |
| –0,7 | 0,2420 | 0,2389 | 0,2358 | 0,2327 | 0,2296 | 0,2266 | 0,2236 | 0,2206 | 0,2177 | 0,2148 |
| –0,6 | 0,2743 | 0,2709 | 0,2676 | 0,2643 | 0,2611 | 0,2578 | 0,2546 | 0,2514 | 0,2483 | 0,2451 |
| –0,5 | 0,3085 | 0,3050 | 0,3015 | 0,2981 | 0,2946 | 0,2912 | 0,2877 | 0,2843 | 0,2810 | 0,2776 |
| –0,4 | 0,3446 | 0,3409 | 0,3372 | 0,3336 | 0,3300 | 0,3264 | 0,3228 | 0,3192 | 0,3156 | 0,3121 |
| –0,3 | 0,3821 | 0,3783 | 0,3745 | 0,3707 | 0,3669 | 0,3632 | 0,3594 | 0,3557 | 0,3520 | 0,3483 |
| –0,2 | 0,4207 | 0,4168 | 0,4129 | 0,4090 | 0,4052 | 0,4013 | 0,3974 | 0,3936 | 0,3897 | 0,3859 |
| –0,1 | 0,4602 | 0,4562 | 0,4522 | 0,4483 | 0,4443 | 0,4404 | 0,4364 | 0,4325 | 0,4286 | 0,4247 |
| –0 | 0,5000 | 0,4960 | 0,4920 | 0,4880 | 0,4840 | 0,4801 | 0,4761 | 0,4721 | 0,4681 | 0,4641 |
| +0 | 0,5000 | 0,5040 | 0,5080 | 0,5120 | 0,5160 | 0,5199 | 0,5239 | 0,5279 | 0,5319 | 0,5359 |

Продолжение таблицы А7

| <i>u</i> | Сотые доли <i>u</i> | | | | | | | | | |
|----------|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 0,1 | 0,5398 | 0,5438 | 0,5478 | 0,5517 | 0,5557 | 0,5596 | 0,5636 | 0,5675 | 0,5714 | 0,5753 |
| 0,2 | 0,5793 | 0,5832 | 0,5871 | 0,5910 | 0,5948 | 0,5987 | 0,6026 | 0,6064 | 0,6103 | 0,6141 |
| 0,3 | 0,6179 | 0,6217 | 0,6255 | 0,6293 | 0,6331 | 0,6368 | 0,6406 | 0,6443 | 0,6480 | 0,6517 |
| 0,4 | 0,6554 | 0,6591 | 0,6628 | 0,6664 | 0,6700 | 0,6736 | 0,6772 | 0,6808 | 0,6844 | 0,6879 |
| 0,5 | 0,6915 | 0,6950 | 0,6985 | 0,7019 | 0,7054 | 0,7088 | 0,7123 | 0,7157 | 0,7190 | 0,7224 |
| 0,6 | 0,7257 | 0,7291 | 0,7324 | 0,7357 | 0,7389 | 0,7422 | 0,7454 | 0,7486 | 0,7517 | 0,7549 |
| 0,7 | 0,7580 | 0,7611 | 0,7642 | 0,7673 | 0,7704 | 0,7734 | 0,7764 | 0,7794 | 0,7823 | 0,7852 |
| 0,8 | 0,7881 | 0,7910 | 0,7939 | 0,7967 | 0,7995 | 0,8023 | 0,8051 | 0,8078 | 0,8106 | 0,8133 |
| 0,9 | 0,8159 | 0,8186 | 0,8212 | 0,8238 | 0,8264 | 0,8289 | 0,8315 | 0,8340 | 0,8365 | 0,8389 |
| 1 | 0,8413 | 0,8438 | 0,8461 | 0,8485 | 0,8508 | 0,8531 | 0,8554 | 0,8577 | 0,8599 | 0,8621 |
| 1,1 | 0,8643 | 0,8665 | 0,8686 | 0,8708 | 0,8729 | 0,8749 | 0,8770 | 0,8790 | 0,8810 | 0,8830 |
| 1,2 | 0,8849 | 0,8869 | 0,8888 | 0,8907 | 0,8925 | 0,8944 | 0,8962 | 0,8980 | 0,8997 | 0,9015 |
| 1,3 | 0,9032 | 0,9049 | 0,9066 | 0,9082 | 0,9099 | 0,9115 | 0,9131 | 0,9147 | 0,9162 | 0,9177 |
| 1,4 | 0,9192 | 0,9207 | 0,9222 | 0,9236 | 0,9251 | 0,9265 | 0,9279 | 0,9292 | 0,9306 | 0,9319 |
| 1,5 | 0,9332 | 0,9345 | 0,9357 | 0,9370 | 0,9382 | 0,9394 | 0,9406 | 0,9418 | 0,9429 | 0,9441 |
| 1,6 | 0,9452 | 0,9463 | 0,9474 | 0,9484 | 0,9495 | 0,9505 | 0,9515 | 0,9525 | 0,9535 | 0,9545 |
| 1,7 | 0,9554 | 0,9564 | 0,9573 | 0,9582 | 0,9591 | 0,9599 | 0,9608 | 0,9616 | 0,9625 | 0,9633 |
| 1,8 | 0,9641 | 0,9649 | 0,9656 | 0,9664 | 0,9671 | 0,9678 | 0,9686 | 0,9693 | 0,9699 | 0,9706 |
| 1,9 | 0,9713 | 0,9719 | 0,9726 | 0,9732 | 0,9738 | 0,9744 | 0,9750 | 0,9756 | 0,9761 | 0,9767 |
| 2 | 0,9772 | 0,9778 | 0,9783 | 0,9788 | 0,9793 | 0,9798 | 0,9803 | 0,9808 | 0,9812 | 0,9817 |
| 2,1 | 0,9821 | 0,9826 | 0,9830 | 0,9834 | 0,9838 | 0,9842 | 0,9846 | 0,9850 | 0,9854 | 0,9857 |
| 2,2 | 0,9861 | 0,9864 | 0,9868 | 0,9871 | 0,9875 | 0,9878 | 0,9881 | 0,9884 | 0,9887 | 0,9890 |
| 2,3 | 0,9893 | 0,9896 | 0,9898 | 0,9901 | 0,9904 | 0,9906 | 0,9909 | 0,9911 | 0,9913 | 0,9916 |
| 2,4 | 0,9918 | 0,9920 | 0,9922 | 0,9925 | 0,9927 | 0,9929 | 0,9931 | 0,9932 | 0,9934 | 0,9936 |
| 2,5 | 0,9938 | 0,9940 | 0,9941 | 0,9943 | 0,9945 | 0,9946 | 0,9948 | 0,9949 | 0,9951 | 0,9952 |
| 2,6 | 0,9953 | 0,9955 | 0,9956 | 0,9957 | 0,9959 | 0,9960 | 0,9961 | 0,9962 | 0,9963 | 0,9964 |
| 2,7 | 0,9965 | 0,9966 | 0,9967 | 0,9968 | 0,9969 | 0,9970 | 0,9971 | 0,9972 | 0,9973 | 0,9974 |
| 2,8 | 0,9974 | 0,9975 | 0,9976 | 0,9977 | 0,9977 | 0,9978 | 0,9979 | 0,9979 | 0,9980 | 0,9981 |
| 2,9 | 0,9981 | 0,9982 | 0,9982 | 0,9983 | 0,9984 | 0,9984 | 0,9985 | 0,9985 | 0,9986 | 0,9986 |
| 3 | 0,9987 | 0,9987 | 0,9987 | 0,9988 | 0,9988 | 0,9989 | 0,9989 | 0,9989 | 0,9990 | 0,9990 |
| 3,1 | 0,9990 | 0,9991 | 0,9991 | 0,9991 | 0,9992 | 0,9992 | 0,9992 | 0,9992 | 0,9993 | 0,9993 |
| 3,2 | 0,9993 | 0,9993 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9995 | 0,9995 | 0,9995 |
| 3,3 | 0,9995 | 0,9995 | 0,9995 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9997 |
| 3,4 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9998 |
| 3,5 | 0,9998 | 0,9998 | 0,9998 | 0,9998 | 0,9998 | 0,9998 | 0,9998 | 0,9998 | 0,9998 | 0,9998 |

ОГЛАВЛЕНИЕ

| | |
|---|----|
| Введение | 3 |
| 1 Основные понятия теории вероятностей | 4 |
| 1.1 Теория вероятности. Случайная величина. Функция распределения и плотность вероятности | 4 |
| 1.2 Алгоритм обработки случайной величины | 10 |
| 1.3 Вариационные ряды износосов | 11 |
| 1.4 Статистические ряды износосов | 11 |
| 1.5 Числовые характеристики опытного распределения (среднее значение, дисперсия, среднее квадратическое отклонение, коэффициент вариации) | 14 |
| 1.6 Проверка опытных данных на наличие выпадающих точек | 15 |
| 1.7 Построение гистограммы и полигона опытного распределения случайной величины | 16 |
| 1.8 Выбор теоретического закона распределения износа заданной поверхности детали | 17 |
| 1.9 Построение графиков дифференциальной и интегральной функций распределения | 18 |
| 1.9.1 Таблицы для ЗНР | 19 |
| 1.9.2 Таблицы для ЗРВ | 21 |
| 1.9.3 Интерполяция в таблицах приложения | 22 |
| 1.10 Квантиль | 22 |
| 2 Методика выбора способов восстановления изношенных поверхностей деталей | 24 |
| 2.1 Краткая характеристика детали | 24 |
| 2.2 Алгоритм выполнения задания | 25 |
| Заключение | 45 |
| Список литературы | 47 |
| Приложение А | 48 |

Учебное издание

Чеботарёв Михаил Иванович
Кадыров Михаил Реминович
Масиенко Иван Викторович

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВЕЛИЧИНЫ ИЗНОСА ПОВЕРХНОСТЕЙ ДЕТАЛЕЙ

Учебно - методическое пособие

В авторской редакции

Подписано в печать 00.00.2017. Формат 60 × 84 ¹/₁₆.

Усл. печ. л. – 3,4. Уч.-изд. л. – 2,7.

Тираж 100 экз. Заказ №

Типография Кубанского государственного аграрного университета.
350044, г. Краснодар, ул. Калинина, 13