

«Уфимский государственный нефтяной технический университет»
Кафедра «Машины и оборудование нефтегазовых промыслов»

ОТЧЕТ ПРИНЯТ

Оценка _____

Ст. преподаватель кафедры МОНГП

_____ Т.А. Утемисов

(подпись и дата)

**Обработка информации о надежности буровых и
нефтепромысловых машин**

ОТЧЕТ

о практических занятиях

по дисциплине "Основы теории надежности"

Студент группы МП-18-01

Сафаров Д. В.

Уфа 2022

Введение

Нагрузки, действующие на детали, агрегаты буровых и нефтегазопромысловых машин во время эксплуатации носят случайный характер. Случайными являются также характеристики материалов, конкретное значение которых зависит от множества факторов. Примерами случайной величины являются наработка на отказ, интенсивность отказов, технический ресурс, срок службы машины и т.д.

Совокупность значений случайной величин, расположенных в возрастающем порядке с указаниями вероятностей их появлений, называют распределением случайных величин. Соотношения устанавливающие связь между возможными, значениями случайной величины и соответствующим им вероятностями, называют законом распределения. Законы распределения могут задаваться аналитически, в виде графиков или таблиц.

В теории надежности используются разнообразные законы распределения. Задача теории надежности заключается в выборе такого закона распределения, который наиболее полно отражает происходящий физический процесс. Подобрать теоретический закон распределения, решают практические задачи по определению показателя надежности машин.

Для УЭЦН и нефтегазовых машин очень характерно рассеивание значений показателей надежности. Наряду с особенностями конструкции машин, технологией их изготовления большое влияние на разброс показателей надежности оказывают условия эксплуатации техники.

Под условиями эксплуатации понимаются климатические условия, квалификации обслуживающего персонала, состояние ремонтной базы, режим работы, особенности хранения оборудования, обеспеченность запасными частями, горюче-смазочными материалами и т.д. На глубинное оборудование значительные влияние оказывают угол искривления скважины, в которой эксплуатируется оборудование, ее глубина. Очень специфичны и разнообразны нагрузки, действующие на буровые и нефтегазопромысловые машины. В связи с этим статистическая информация должна отражать особенности режимов работы и условиях эксплуатации машин.

Исходные данные

№ 34 Нарботка до отказа турбобура, ч.:

63, 31, 57, 92, 2, 80, 44, 65, 97, 87, 48, 22, 95, 76, 3, 82, 54, 26, 50, 71, 6, 92, 36, 59, 70, 28, 35, 46, 67, 39, 90, 52, 17, 63, 93, 4, 79, 25, 91, 82, 7, 47, 75, 67, 83, 19, 58, 73, 89, 62, 53,

$n=65$

№ 31

Нарботка до отказа турбобура, ч.:

21, 127, 3, 31, 67, 51, 8, 33, 42, 10, 58, 24, 33, 102, 25, 124, 21, 34, 66, 31, 17, 2, 85, 46, 16, 7, 76, 107, 116, 2, 3, 78, 24, 27, 84, 10, 22, 18, 97, 28, 47, 8, 44, 24, 55, 53, 70, 9, 24, 76, 35, 51, 11, 13, 16, 71, 96, 70, 56, 31, 21, 49, 33, 59, 71, 43 ,

$n=66$

1. Анализ статистического материала.

Таблица №1 Рабочая таблица (распределение наработки до отказа трубобура по оси времени).

t_i	Частота n_i	t_i	Частота n_i	t_i	Частота n_i	t_i	Частота n_i
1		35		69		103	
2		36		70		104	
3		37		71		105	
4		38		72		106	
5		39		73		107	
6		40		74		108	
7		41		75		109	
8		42		76		110	
9		43		77		111	
10		44		78		112	
11		45		79		113	
12		46		80		114	
13		47		81		115	
14		48		82		116	
15		49		83		117	
16		50		84		118	
17		51		85		119	
18		52		86		120	
19		53		87		121	
20		54		88		122	
21		55		89		123	
22		56		90		124	
23		57		91		125	
24		58		92		126	
25		59		93		127	
26		60		94			
27		61		95			
28		62		96			
29		63		97			
30		64		98			
31		65		99			
32		66		100			
33		67		101			
34		68		102			

$n = 65$

t_i - наработка трубобура до отказа;

n_i^* - частота.

Лист

1.1 Построение вариационного ряда.

Построение вариационного ряда путем ранжирования наработку турбобура до отказа.

Таблица № 2 Вариационный ряд

1	2	4	4	5	6	6	12	12	14	17	17
19	21	21	27	29	30	30	33	35	36	36	39
41	43	44	45	46	46	49	50	52	56	57	57
60	60	62	62	63	64	65	67	72	76	77	78
78	78	78	82	87	93	97	98	99	102	113	117
119	124	124									

n = 63

1.2 Построение статистического интервального ряда.

Вычисляем число интервалов k $k = \sqrt{n} = \sqrt{63} = 7,98 \approx 8$

Вычисляем величину интервалов $\Delta t = \frac{t_{max} - t_{min}}{k} = \frac{124 - 1}{8} = 15,38 \approx 15$

Таблица №3 Статистический интервальный ряд

Интервал, ч	Середина интервала t_i , ч	Частота n_i^*	Опытная вероятность $P_i^c = \frac{n_i}{n}$	$\sum \frac{n_i}{n}$	$\frac{n_i}{n \cdot \Delta t}$
0...15	7,5	10	0,1587	0,1587	0,0105
15...30	22,5	7	0,1111	0,2698	0,0074
30...45	37,5	10	0,1587	0,4285	0,0105
45...60	52,5	9	0,1428	0,5713	0,0095
60...75	67,5	9	0,1428	0,7141	0,0095
75...90	82,5	8	0,1269	0,841	0,0084
90...105	97,5	5	0,0793	0,9203	0,0052
105...120	120	5(3+2)	0,0793	0,9996	0,0052
120...135					

n = 63

Поскольку частота в интервалах 105...120; 120...135 меньше 5, то необходимо объединить эти интервалы. И следовательно еще рас построить статистический ряд

Лист

2. Расчет параметров статистического распределения.

2.1 Расчет математического ожидания.

Математическое ожидание случайной величины называется сумма произведений всех возможных значений случайной величины на вероятность этих значений $M(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} t \cdot f(t) dt$.

На практике для оценки математического ожидания используют среднее арифметическое значение случайной величины.

При $n = 125$, то есть $n > 25$ математическое ожидание \bar{t} рассчитывается по следующей формуле $\bar{t} = \sum_1^k t_{ic} \cdot p_i$.

$$\bar{t} = 7,5 \cdot 0,1587 + 22,5 \cdot 0,1111 + 37,5 \cdot 0,1587 + 52,5 \cdot 0,1428 + 67,5 \cdot 0,1428 + 82,5 \cdot 0,1269 + 97,5 \cdot 0,0793 + 120 \cdot 0,0793 = 99,64 \text{ ч.}$$

$$\bar{t} = 99,64 \text{ ч.}$$

2.2 Расчет дисперсии.

Важным параметром распределения является дисперсия. Дисперсия характеризует разбросанность значения случайной величины около ее математического ожидания.

При $n = 125$, то есть $n > 25$ дисперсия D рассчитывается по следующей формуле $D = \sum_1^k i i$.

$$D = (7,5 - 99,64)^2 \cdot 0,1587 + (22,5 - 99,64)^2 \cdot 0,1111 + (37,5 - 99,64)^2 \cdot 0,1587 + (52,5 - 99,64)^2 \cdot 0,1428 + (67,5 - 99,64)^2 \cdot 0,1269 + (82,5 - 99,64)^2 \cdot 0,0793 + (97,5 - 99,64)^2 \cdot 0,0793 + (120 - 99,64)^2 \cdot 0,0793 = 5061,58 \text{ ч}^2$$

$$D = 5061,58 \text{ ч}^2.$$

2.3 Определение среднеквадратического отклонения.

Дисперсия имеет размерность квадрата случайной величины, поэтому часто пользуются среднеквадратическим отклонением случайной величины. $\sigma = \sqrt{D}$.

$$\sigma = \sqrt{5061,58} = 71,14 \text{ ч.}$$

2.4 Расчет коэффициента вариации.

Коэффициент вариации характеризует рассеяние показателя надежности V :

$$V = \frac{\sigma}{\bar{t}} = \frac{71,14}{99,64} = 0,71.$$

3. Оценка резко выделяющихся величин.

3.1 Оценка по критерию 3σ .

Приближенную оценку информации на выпадающие точки проводят по правилу $\bar{t} \pm 3 \cdot \sigma$, если значения случайной величины за эти пределы, то все точки информации считают действительными.

$$\bar{t} - 3 \cdot \sigma = 99,64 - 3 \cdot 71,14 = -113,78; \quad \bar{t} + 3 \cdot \sigma = 99,64 + 3 \cdot 71,14 = 313,06$$

Все значения случайной величины входят в промежуток $-113,78 \dots 313,06$, значит все точки информации являются действительными.

3.2 Оценка по критерию Романовского.

При применении критерия Романовского вычисляют \bar{t} и σ без учета сомнительного члена ряда распределения t . Если $\frac{|\bar{t} - t|}{\sigma} > t_\alpha$, при $n = 63$ $t_\alpha = 2,02$, то данный результат можно исключить из дальнейшего рассмотрения, где t - выделяющиеся величина.

Проверим 124, 117, 119:

$$\sqrt{\frac{|99,64 - 117|}{71,14}} = 0,24 \leq t_\alpha;$$

$$\frac{|99,64 - 119|}{71,14} = 0,28 \leq t_\alpha;$$

$$\frac{|99,64 - 124|}{71,14} = 0,34 \leq t_\alpha;$$

Так как $t_{117} \leq t_\alpha$; $t_{124} \leq t_\alpha$; $t_{119} \leq t_\alpha$; $t_{124} \leq t_\alpha$, то 124, 119, 117 можно не исключать из дальнейшего рассмотрения/

3.3 Оценка по критерию Ирвина.

Определяют критерий λ по формуле $\lambda = \frac{t_i - t_{i-1}}{\sigma}$,

где t_i и t_{i-1} смежные точки информации.

Если $\lambda > \lambda_p$ при $n = 63$ $\lambda_p = 1,0$, то данный результат можно исключить из дальнейшего рассмотрения, где t_i и t_{i-1} смежные точки информации.

Проверим 124: $\lambda = \frac{124 - 119}{71,14} = 0,07 < \lambda_p$, так как $\lambda < \lambda_p$, то нет необходимости исключать эту величину.

Проверим 119: $\lambda = \frac{119 - 117}{71,14} = 0,028 < \lambda_p$, так как $\lambda < \lambda_p$, то нет необходимости исключать эту величину.

3.4 Оценка по критерию Груббса.

По критерию Груббса проверяют крайние члены распределения. Расчет ведется по формуле $v = \frac{|t - \bar{t}|}{\sigma}$, если $v > v_\alpha$, при $n = 63$ $v_\alpha = 6,85$, то крайние члены исключаются из рассмотрения

Для наименьшей точки: $v_1 = \frac{|1 - 99,64|}{71,14} = 1,39 < v_\alpha$

Для наибольшей точки: $v_{124} = \frac{|124 - 99,64|}{71,14} = 0,342 < v_\alpha$

Так как $v_1 < v_\alpha$ и $v_{124} < v_\alpha$, то нет необходимости исключать эти величины

Так как после оценки резко выделяющихся величин не были исключены 124; 119; 117; то нет необходимости строить вариационный ряд без этих величин.

Таблица 5 – Вариационный ряд (без изменения)

1	2	4	4	5	6	6	12	12	14	17	17
19	21	21	27	29	30	30	33	35	36	36	39
41	43	44	45	46	46	49	50	52	56	57	57
60	60	62	62	63	64	65	67	72	76	77	78
78	78	78	82	87	93	97	98	99	102	113	117
119	124	124									

n=63

4. Расчет и построение графиков статистических функций.

Таблица №6 Функции статистического распределения

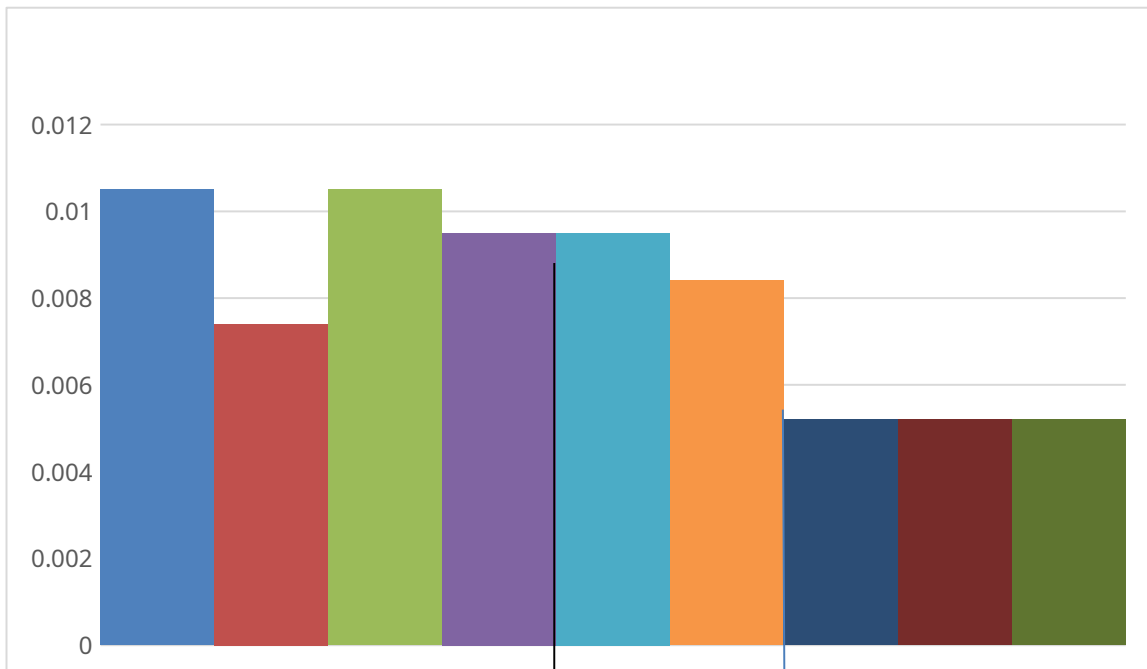
N	Δt	t_{ic}	n_i	$p_i = \frac{n_i}{n}$	$f^i(t) = \frac{n_i}{n * \Delta t}$	$F^i(t) = \sum \frac{n_i}{n}$	$P^i(t) = 1 - F^i(t)$	$\lambda^i(t) = \frac{f_{\square}^i(t)}{P_{\square}^i(t)}$
1	15	7,5	10	0,1587	0,0105	0,1587	0,8413	0,0124
2	15	22,5	7	0,1111	0,0074	0,2698	0,7302	0,01
3	15	37,5	10	0,1587	0,0105	0,4285	0,5715	0,0183
4	15	52,5	9	0,1428	0,0095	0,5713	0,4287	0,0221
5	15	67,5	9	0,1428	0,0095	0,7141	0,2859	0,0332
6	15	82,5	8	0,1269	0,0084	0,841	0,159	0,0528
7	15	97,5	5	0,0793	0,0052	0,9203	0,0797	0,0652
8	30	120	5	0,0793	0,0052	0,9996	0,0004	13
						1	0	∞

n = 63

4.1 Построение гистограммы плотности распределения наработки турбобура до отказа

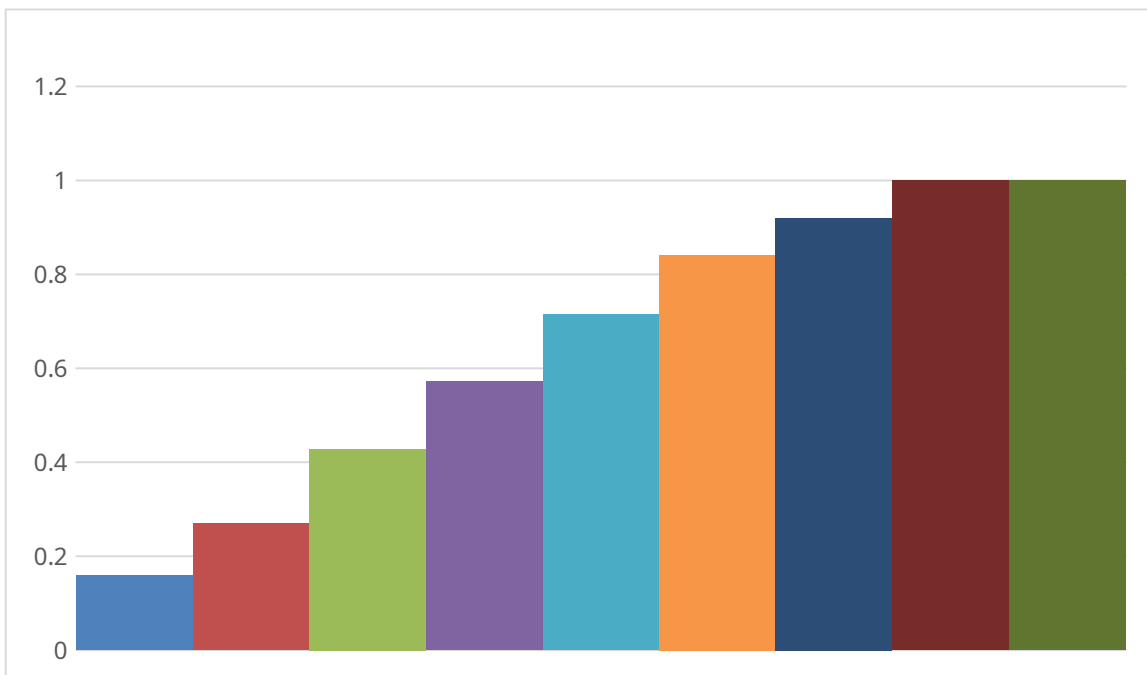
4.1 Построение гистограммы дифференциальной функции.

Рисунок № 1 Гистограмма эмпирической плотности распределения $f(t)$



4.2 Построение гистограммы интегральной функции.

Рисунок № 2 Гистограмма интегральной функции распределения $F(t)$



Изм.	Лист	№ докум.	Подпись	Дата

5. Выбор теоретического закона распределения.

При обработке статистического материала важной задачей является подбор теоретического закона распределения, наилучшим образом описывающего статистическое распределение.

Теоретический закон подбирают, принимая во внимание:

- физическую природу отказов;
- опыт отработки деталей и изделий аналогичного назначения;
- форму кривой плотности распределения;
- совпадение опытных точек с теоретической кривой интегральной функции безотказности;
- коэффициент вариации.

Значение коэффициента вариации, характеризующего рассеивание показателя надежности, уже позволяет судить об условиях эксплуатации машин и их технологии изготовления.

Определим коэффициент вариации.

$$V = \frac{\sigma}{\bar{t}} = \frac{71,14}{99,64} = 0,71.$$

Так как $V > 0,5$, то выбираем закон распределения Вейбулла. Если $V < 0,30-0,50$, то выбираем тот закон, который дает лучшее совпадение по критериям согласия.

$$f(t) = \frac{b}{a} * \left(\frac{t}{a}\right)^{b-1} * \exp\left[-\left(\frac{t}{a}\right)^b\right];$$

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

$$P(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{a}\right)^b\right];$$

$$\lambda(t) = \frac{b}{a} * \left(\frac{t}{a}\right)^{b-1}.$$

Определим параметры распределения Вейбулла:

Так как коэффициент вариации $V=0,71$, то таблице "Параметры и коэффициенты закона распределения Вейбулла" определяем в каком промежутке он находится: $0,681 < V < 0,723$.

Применив метод линейной интерполяции вычислим коэффициент b :

$$0,681 < V < 0,723$$

$$1,5 > b > 1,4$$

$$0,042 - 100\%$$

$$29 - x\%$$

$$0,0$$

$$x = \frac{0,029 * 100}{0,042} = 69,1\%;$$

$$\text{Тогда } 1,5 - 1,4 = 0,1$$

$$0,1 - 100\%$$

$$x - 69,1\%$$

$$x = \frac{0,1 * 69,1}{100} = 0,0691;$$

$$b = 1,5 - 0,0691 = 1,4309.$$

Для определения параметра a необходимо найти K_b , применив метод линейной интерполяции: $a = \frac{\bar{t}}{K_b}$;

$$0,681 < V < 0,723$$

$$0,903 < K_b < 0,911$$

$$0,042 - 100\%$$

$$0,029 - x\%$$

$$0,0$$

$$x = \frac{0,029 * 100}{0,042} = 69,1\%;$$

$$\text{Тогда } 0,911 - 0,903 = 0,006$$

$$0,008 - 100\%$$

$$x - 69,1\%$$

$$x = \frac{0,008 * 69,1}{100} = 0,00523;$$

$$K_b = 0,911 - 0,00523 = 0,90577;$$

$$a = \frac{\bar{t}}{K_b} = \frac{99,64}{0,90571} = 110.$$

6.2 Расчет интегральной функции распределения.

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t}{110}\right)^{1,4309}\right];$$

$$F(0) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{0}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0;$$

$$F(15) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{15}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,0562;$$

$$F(30) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{30}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,1443;$$

$$F(45) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{45}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,2429;$$

$$F(60) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{60}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,343;$$

$$F(75) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{75}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,439;$$

$$F(90) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{90}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,5278;$$

$$F(105) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{105}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,6077;$$

$$F(135) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{135}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,7383;$$

6.3 Расчет обратной интегральной функции распределения.

$$P(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{110}\right)^{1,4309}\right];$$

$$P(0) = \exp\left[-\left(\frac{0}{110}\right)^{1,4309}\right] = 1;$$

$$P(15) = \exp\left[-\left(\frac{15}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,9438;$$

$$P(30) = \exp\left[-\left(\frac{30}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,8557;$$

$$P(45) = \exp\left[-\left(\frac{45}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,7571;$$

$$P(60) = \exp\left[-\left(\frac{60}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,6569;$$

$$P(75) = \exp\left[-\left(\frac{75}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,5609;$$

$$P(90) = \exp\left[-\left(\frac{90}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,4722;$$

$$P(105) = \exp\left[-\left(\frac{105}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,3924;$$

$$P(135) = \exp\left[-\left(\frac{135}{110}\right)^{1,4309}\right] = 0,2617;$$

И н в · № п о д л ·						
	Изм.	Лист	№ докум.	Подпись	Дата	

6.4 Расчет функции интенсивности отказов.

$$\lambda(t) = 0,0339 * \left(\frac{t}{110}\right)^{0,4309}$$

$$\lambda(0) = 0,0339 * \left(\frac{0}{110}\right)^{0,4309} = 0;$$

$$\lambda(15) = 0,0339 * \left(\frac{15}{110}\right)^{0,4309} = 0,0055;$$

$$\lambda(30) = 0,0339 * \left(\frac{30}{110}\right)^{0,4309} = 0,0074;$$

$$\lambda(45) = 0,0339 * \left(\frac{45}{110}\right)^{0,4309} = 0,0088;$$

$$\lambda(60) = 0,0339 * \left(\frac{60}{110}\right)^{0,4309} = 0,01;$$

$$\lambda(75) = 0,0339 * \left(\frac{75}{110}\right)^{0,4309} = 0,011;$$

$$\lambda(90) = 0,0339 * \left(\frac{90}{110}\right)^{0,4309} = 0,0119;$$

$$\lambda(105) = 0,0339 * \left(\frac{105}{110}\right)^{0,4309} = 0,0127;$$

$$\lambda(135) = 0,0339 * \left(\frac{135}{110}\right)^{0,4309} = 0,0142.$$

Найдем разность между функциями F*(t) и F(t):

$$|D| = F^*(t) - F(t);$$

$$|D_1| = 0,1587 - 0,0052 = 0,1535;$$

$$|D_2| = 0,2698 - 0,0064 = 0,2634;$$

$$|D_3| = 0,4285 - 0,0067 = 0,4218;$$

$$|D_4| = 0,5713 - 0,0066 = 0,5647;$$

$$|D_5| = 0,7141 - 0,0062 = 0,7079;$$

$$|D_6| = 0,841 - 0,0056 = 0,8354;$$

$$|D_7| = 0,9203 - 0,005 = 0,9153;$$

$$|D_8| = 0,9996 - 0,0037 = 0,9959.$$

Лист

Изм. Лист № докум. Подпись Дата

Определим вероятность попадания случайной величины в i -ый интервал p_i :

$$p_i = p_{in} - p_{ik};$$

где p_{in} и p_{ik} – функция вероятности в конце и начале i -го интервала

$$p_1 = 1 - 0,9438 = 0,0562;$$

$$p_2 = 0,9438 - 0,8557 = 0,0881;$$

$$p_3 = 0,8557 - 0,7571 = 0,0986;$$

$$p_4 = 0,7571 - 0,6569 = 0,1002;$$

$$p_5 = 0,6569 - 0,5609 = 0,096;$$

$$p_6 = 0,5609 - 0,4722 = 0,0887;$$

$$p_7 = 0,4722 - 0,3924 = 0,0798;$$

$$p_8 = 0,3924 - 0,2617 = 0,1307.$$

Сведем полученные данные в таблицу:

Таблица № 9 Данные расчетов теоретического закона распределения.

t	n_i^*	f(t)	P(t)	p_i	$F^*(t)$	F(t)	$\lambda(t)$	D
0		0	1			0	0	
15	10	0,0052	0,9438	0,0562	0,1587	0,0562	0,0055	0,1535
30	7	0,0064	0,8557	0,0881	0,2698	0,1443	0,0074	0,2634
45	10	0,0067	0,7571	0,0986	0,4285	0,2429	0,0088	0,4218
60	9	0,0066	0,6569	0,1002	0,5713	0,343	0,01	0,5647
75	9	0,0062	0,5609	0,096	0,7141	0,439	0,011	0,7079
90	8	0,0056	0,4722	0,0887	0,841	0,5278	0,0119	0,8354
105	5	0,005	0,3924	0,0798	0,9203	0,6077	0,0127	0,9153
135	5	0,0037	0,2617	0,1307	0,9996	0,7387	0,0142	0,9959

$$n = 63$$

$f(t)$ - дифференциальная функция распределения (эмперическая плотность распределения;

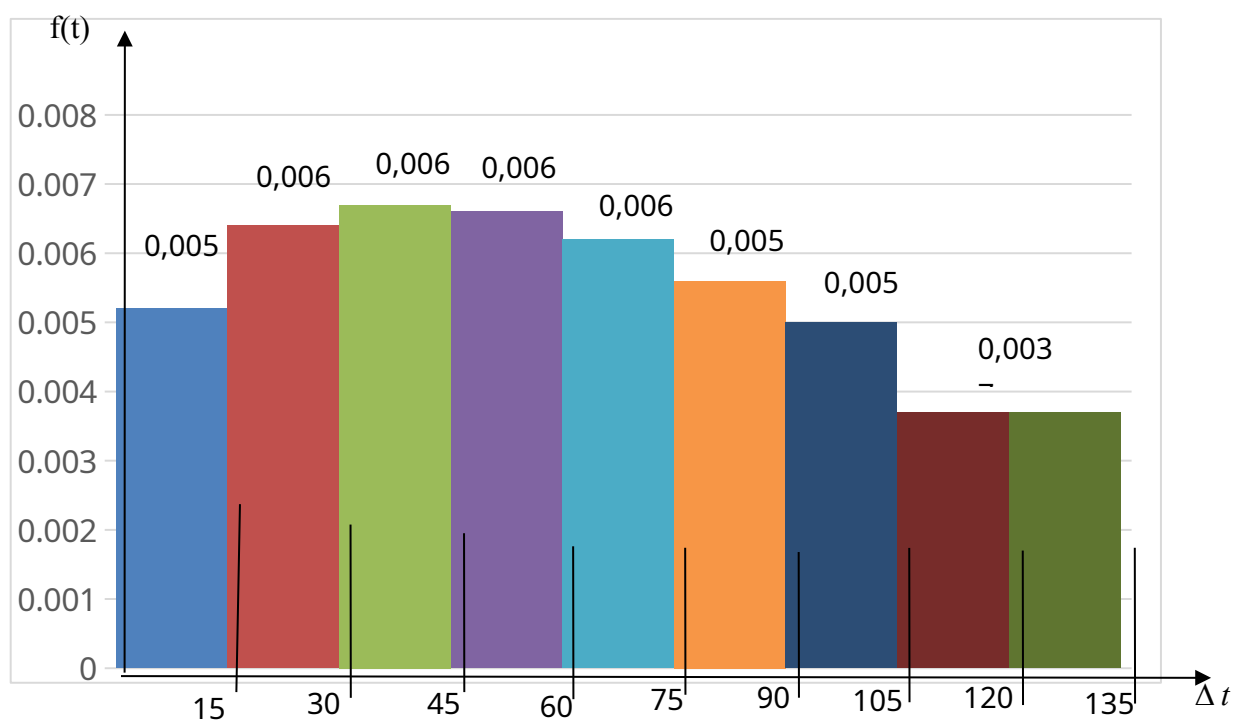
$P(t)$ - обратная интегральная функция распределения;

p_i - вероятность попадания случайной величины в i -ый интервал;

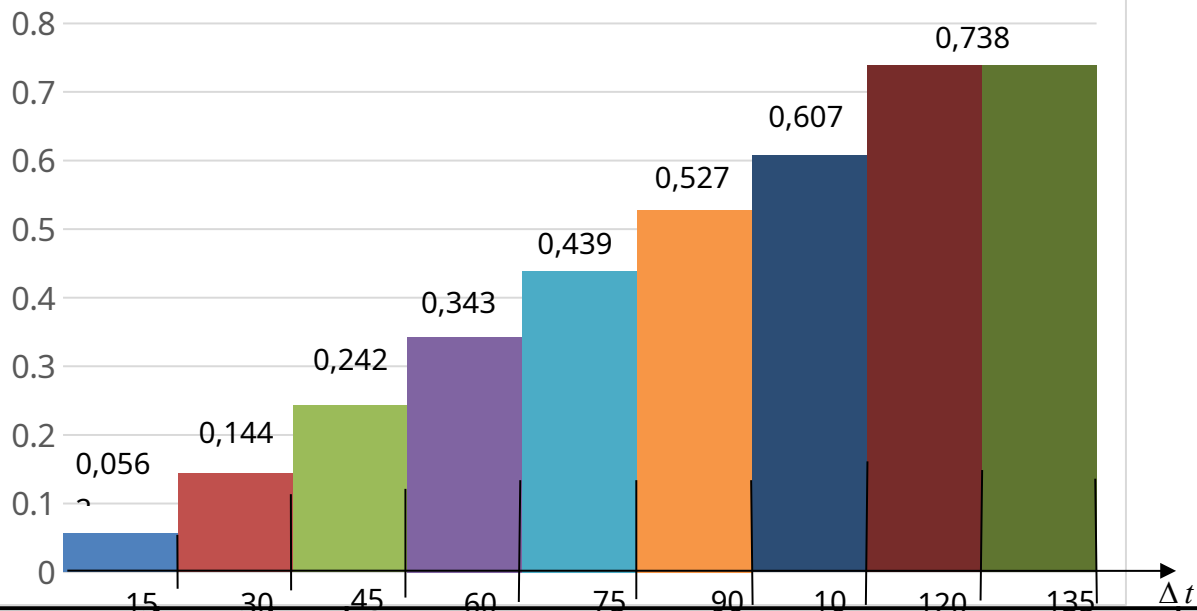
$F(t)$ - интегральная функция распределения;

$\lambda(t)$ - функция интенсивности отказов;

|D| - разность между функциями $F^*(t)$ и $F(t)$.

Рисунок №5 Гистограмма и график теоретического эмпирической плотности $f(t)$ Рисунок №6 Гистограмма и график теоретического интегральной функции $F(t)$.

$F(t)$
1



					Лист
Изм.	Лист	№ докум.	Подпись	Дата	

Рисунок №7 Гистограмма и график теоретического обратной интегральной функции $P(t)$

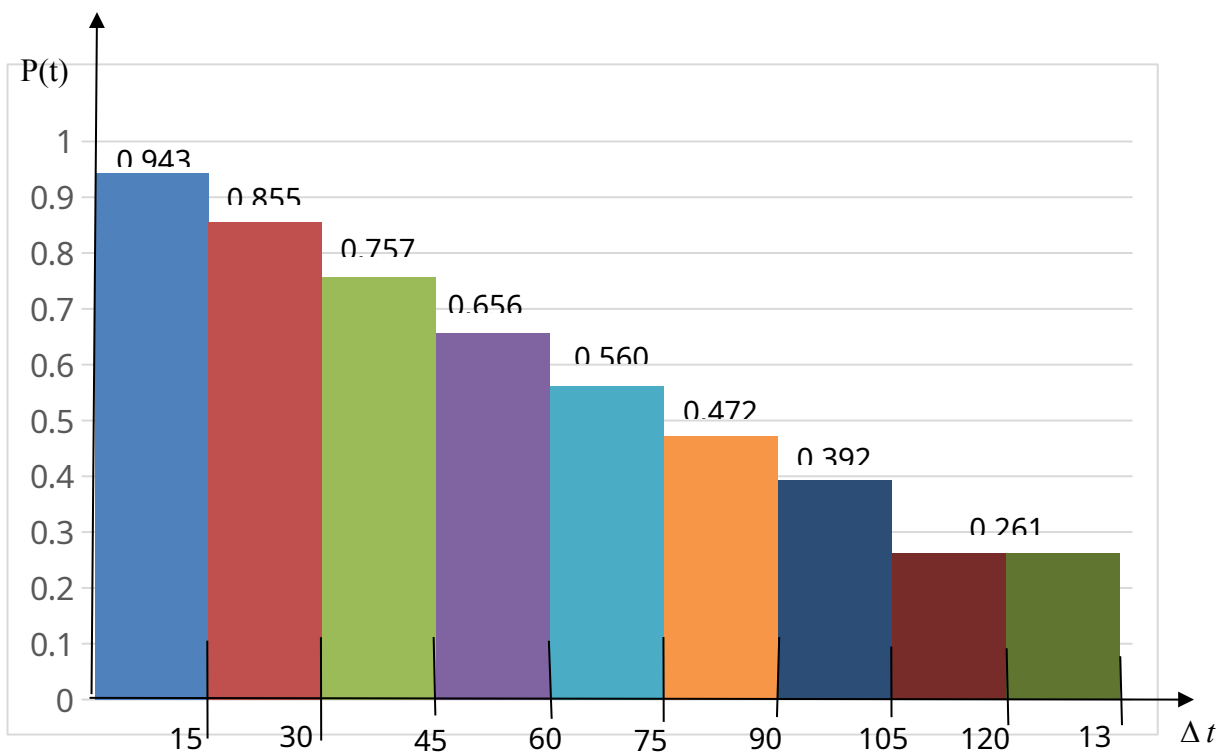
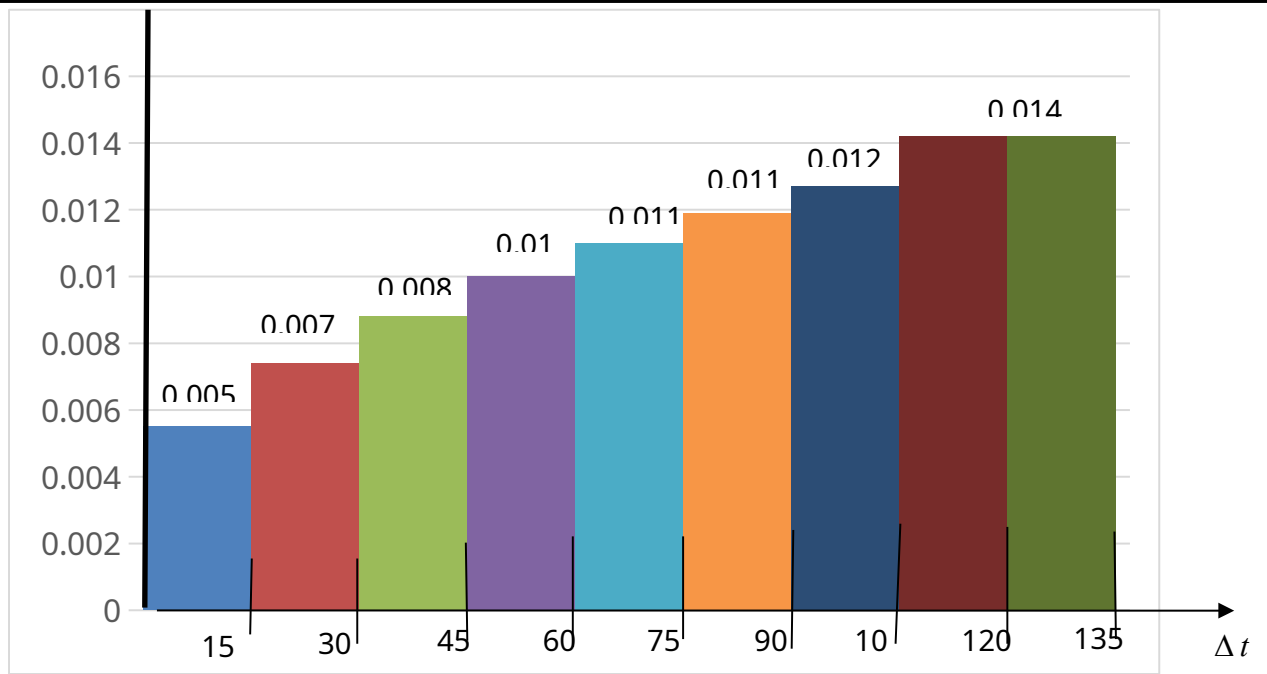


Рисунок №8 Гистограмма и график теоретического интенсивности отказов $\lambda(t)$

$\lambda(t)$



						Лист
Изм.	Лист	№ докум.	Подпись	Дата		

7. Проверка гипотезы о соответствии эмпирического и теоретического распределения с помощью критериев согласия.

Критерии согласия применяют для оценки близости статистического и теоретического распределения. Наиболее часто используют критерий К. Пирсона и критерий А. Н. Колмогорова.

В отличие от критерия К. Пирсона критерий А. Н. Колмогорова можно применять при малой выборке. Но при больших объемах наблюдений предпочтение отдают критерию К. Пирсона.

7.1 Критерий согласия К. Пирсона.

Критерий согласия К. Пирсона или "критерий χ^2 " определяют по формуле: $\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - n \cdot p_i)^2}{n \cdot p_i}$

Где k – число интервалов статистического ряда ;

n_i – частота в i - м интервале ;

n - общее число значений случайной величины

p_i – теоретическая вероятность попаданий случайной величины в i – й интервал

$$\chi^2 = \left(\frac{10 - 63 \cdot 0,0562}{63 \cdot 0,0562} \right)^2 + \left(\frac{7 - 63 \cdot 0,0881}{63 \cdot 0,0881} \right)^2 + \left(\frac{10 - 63 \cdot 0,0986}{63 \cdot 0,0986} \right)^2 + \left(\frac{9 - 63 \cdot 0,1002}{63 \cdot 0,1002} \right)^2 + \left(\frac{9 - 63 \cdot 0,096}{63 \cdot 0,096} \right)^2 + \left(\frac{8 - 63 \cdot 0,0887}{63 \cdot 0,0887} \right)^2 + \left(\frac{5 - 63 \cdot 0,0798}{63 \cdot 0,0798} \right)^2 + \left(\frac{5 - 63 \cdot 0,1307}{63 \cdot 0,1307} \right)^2 = 4,53$$

Рассчитав значение χ^2 в зависимости от числа эмпирического и теоретического распределений. Если найденная вероятность $p > 0,1$, то считают, что статистические данные не противоречат принятому теоретическому распределению. При вероятности совпадения меньше, чем 0,1 считается, что следует подобрать более подходящий закон распределения.

Лист

Изм.	Лист	№ докум.	Подпись	Дата

Проверка полученного значения критерия согласия по Д.Письменному:

Критерий согласия является верным если $\chi^2 < \chi_\alpha^2$ по степени свободы

$$r = k - s.$$

где k – число интервалов

s – число обязательных связей

Для нормального закона и распределения Вейбулла $s=3$, поэтому число интервалов статистического ряда при применении критерия К.Пирсона должно быть $k > 4$. Критерий К.Пирсона применяют при числе наблюдений $n > 30$. В каждом интервале рекомендуется иметь не менее 5-10 значений случайной величины. Допускается объединять интервалы, если $n_i < 5$.

$$r = 8 - 3 = 5; \text{ при } r = 5, \chi_\alpha^2 = 4,58$$

Следовательно $4,53 < \chi_\alpha^2$.

Определим вероятность совпадения эмпирического и теоретического распределения:

$$\frac{4,03}{-0,5}$$

$$2,03 - 100\%$$

$$x = \frac{0,05 * 100}{2,03} = 2,46\%;$$

$$0,05 - x\% \quad 6,06 - 0,3$$

$$\text{Тогда } 0,5 - 0,3 = 0,2$$

$$0,2 - 100\%$$

$$x - 2,46\%$$

$$x = \frac{2,46 * 0,2}{100} = 0,0049;$$

$$p = 0,5 - 0,0049 = 0,4951$$

Вероятность совпадения теоретической и эмпирического распределения
49,51%

Лист

Изм.	Лист	№ докум.	Подпись	Дата

7.2 Критерий согласия А. Н. Колмогорова.

$$|D_{\max}| = 0,9959;$$

$$\lambda = D \sqrt{n}_{\max}$$

$$\lambda = 0,9959 * \sqrt{63} = 7,9047;$$

Находим $P(\lambda)$ методом интерполяции:

λ	$P(\lambda)$
7,9	0,0028
8,0	0,0027

$$0,1 - 100\%$$

$$9959 - x\%$$

$$0,$$

$$x = \frac{0,9959 * 100}{0,1} = 99,59\%;$$

$$\text{Тогда } 0,0028 - 0,0027 = 0,0001$$

$$0,0001 - 100\%$$

$$x - 99,59\%$$

$$x = \frac{99,59 * 0,0001}{100} = 0,00009959;$$

Определим t_k :

n	r_1
60	1,25
80	1,21

20 - 100%

- x%

3

$$x = \frac{3 * 100}{20} = 15\%;$$

Тогда $1,25 - 1,21 = 0,04$

0,04 - 100%

x - 15%

$$x = \frac{15 * 0,04}{100} = 0,006;$$

$r_1 = 1,25 - 0,006 = 1,244;$

$$t_k = 99,64 \sqrt[1,4309]{1,244} = 807,1774.$$

Определим t_n :

n	r_3
60	0,82
80	0,84

20 - 100%

- x%

3

$$x = \frac{3 * 100}{20} = 15\%;$$

Тогда $0,84 - 0,82 = 0,02$

0,02 - 100%

x - 15%

$$x = \frac{15 * 0,02}{100} = 0,003;$$

$r_3 = 0,84 - 0,003 = 0,837;$

$$t_n = 99,64 \sqrt[1,4309]{0,837} = 662,0968.$$

Доверительный интервал показания надежности 662,0968...807,1774

объясняется значительным объемом информации $n = 65$. При меньших значениях n доверительный интервал \bar{t} был бы более широким.

Лист

Изм. Лист № докум. Подпись Дата

