


МИНОБРНАУКИ РОССИИ

Федеральное государственное бюджетное  
образовательное учреждение высшего образования  
«Тульский государственный университет»

Политехнический институт  
Кафедра «Промышленная автоматика и робототехника»

Утверждено на заседании кафедры  
«Промышленная автоматика  
и робототехника»  
«17» января 2023 г., протокол № 2

И.о. заведующего кафедрой

 О.А. Ерзин

**МЕТОДИЧЕСКИЕ УКАЗАНИЯ ДЛЯ КУРСОВОЙ РАБОТЫ  
ДИСЦИПЛИНЫ (МОДУЛЯ)  
«Статистические методы управления качеством в полиграфическом  
производстве»  
основной профессиональной образовательной программы  
высшего образования – программы бакалавриата  
по направлению подготовки  
29.03.03 Технология полиграфического и упаковочного производства  
с направленностью (профилем)  
Технология полиграфического производства**

Формы обучения: заочная

Идентификационный номер образовательной программы: 290303-01-23

Тула 2023 год

**ЛИСТ СОГЛАСОВАНИЯ**  
**рабочей программы дисциплины (модуля)**

**Разработчик:**

Пальчун Е.Н., доцент, канд. техн. наук.

(ФИО, должность, ученая степень, ученое звание)



(подпись)

I. Цель курсовой работы – получение студентами знаний в области статистических методов.

II. Методические указания и структура курсовой работы.

Курсовая работа состоит из трех частей. В первой части необходимо:

1.1. а) Вычислить критерий Колмогорова  $\lambda$  и проверить гипотезу о нормальном распределении параметра выборки №1.

б) Вычислить критерий Пирсона  $\chi^2$  и проверить гипотезу о нормальном распределении параметра выборки №2.

1.2. Вычислить  $t$ -критерий Стьюдента и проверить гипотезу равенства двух выборочных средних выборок №1 и №2.

1.3. Вычислить F-критерий и проверить гипотезу равенства двух выборочных дисперсий выборок №1 и №2.

Во второй части осуществляется построение и анализ наиболее применяемых в производстве контрольных карт Шухарта. Необходимо по данным выборки №1 построить контрольные карты средних  $\bar{x}$  и размахов  $R$  (ГОСТ Р 50779.42 – 99). Для построения карт выборку разбить на двадцать подгрупп объемом 5 значений параметра в каждой подгруппе. Провести анализ полученных контрольных карт и сделать выводы. По данным выборки №2 построить контрольные карты медиан  $Me$  и размахов  $R$  (ГОСТ Р 50779.42 – 99). Для построения карт выборку разбить на двадцать подгрупп объемом 5 значений параметра в каждой подгруппе. Провести анализ полученных контрольных карт и сделать выводы.

В третьей части по ГОСТ Р 50779.71 – 99. «Статистические методы. Планы контроля качества по альтернативному признаку» необходимо найти одноступенчатый план контроля (объем выборки, приемочный и браковочный числа) для выбранных самостоятельно значений объема партии и AQL. Вид контроля принять нормально, процедуру и последовательность выбора изложить подробно. По ГОСТ выбрать соответствующую данному плану оперативную характеристику и определить значения вероятности приемки партии для самостоятельно выбранного значения уровней дефектности партии.

Курсовая работа по дисциплине «Статистические методы контроля и управления качеством» должна включать следующие разделы.

1. Статистическая проверка гипотез

1.1. Проверка гипотез о нормальном распределении

1.1.1. Проверка гипотезы о нормальном распределении выборки №1

1.1.2. Проверка гипотезы о нормальном распределении выборки №2.

1.2. Сравнение двух выборочных средних выборок

1.2.1. Проверка гипотезы равенства выборочных средних выборок №1 и №2

1.2.2. Проверка гипотезы равенства дисперсий выборок №1 и №2

2. Контрольные карты

2.1. Построение контрольных карт средних  $\bar{X}$  и размахов  $R$

2.2. Построение контрольных карт средних  $Me$  и размахов  $R$

### 3. Планы выборочного контроля

#### Список литературы

Основные соотношения и порядок выполнения расчетов следующий:

#### 1. Статистическая проверка гипотез.

##### 1.1. Проверка гипотез о нормальном распределении.

##### 1.1.1. Проверка гипотезы о нормальном распределении выборки №1.

Для удобства расчетов разобьем статистические данные на интервалы.

Для данной выборки, состоящей из 100 единиц продукции, количество интервалов должно быть не менее 6, 7. Принимаем количество интервалов для данной выборки равное 9.

Рассчитаем размер каждого интервала:

$$c = \frac{R}{k},$$

где  $k$  – количество интервалов,

$R$  – разность между максимальным и минимальным значениями выборки:

$$R = x_{\max} - x_{\min}.$$

Получаем:

$$R = 33,42 - 33,33 = 0,09,$$

$$c = \frac{0,09}{9} = 0,01.$$

Рассчитаем частоты интервалов и представим их в таблице.

Таблица 1. Подсчет частот.

Интервал		Середина	Подсчет частоты	Частота
от	до			
33,33	33,34	33,335	└	2
33,34	33,35	33,345	└└	3
33,35	33,36	33,355	▣└└	8
33,36	33,37	33,365	▣▣▣	15

33,37	33,38	33,375	$\square\square\square\square\square\_$	26
33,38	33,39	33,385	$\square\square\_\_$	12
33,39	33,4	33,395	$\square\square\square\_\_$	18
33,4	33,41	33,405	$\square\square$	10
33,41	33,42	33,415	$\square\_\_$	6
$\Sigma$				100

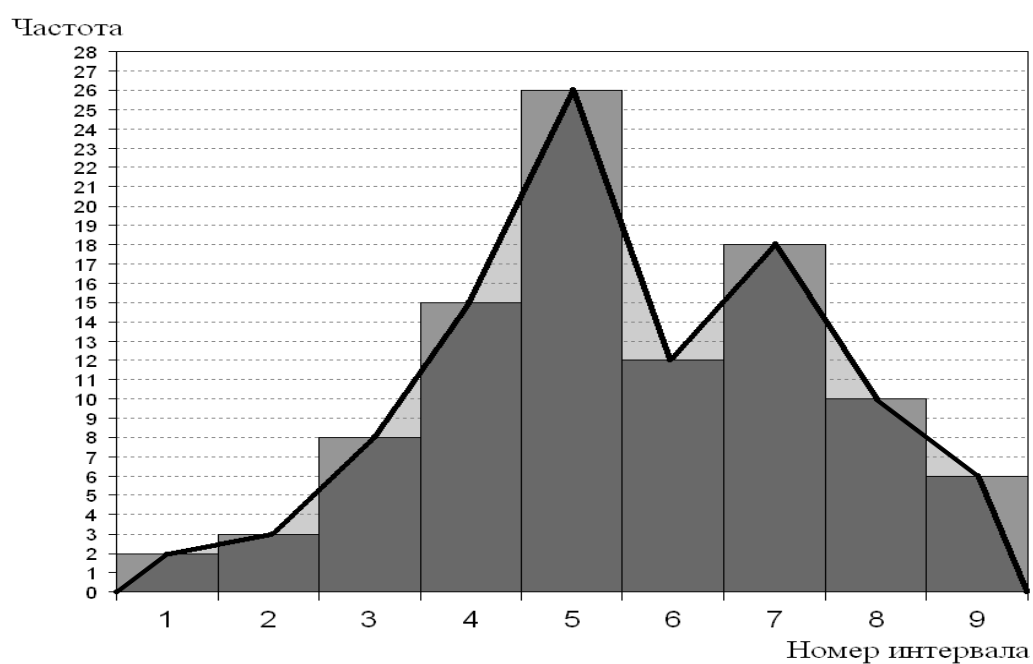


Рисунок 1. Частотная гистограмма.

Рассчитаем значения  $\bar{x}$  и  $S$  по формулам:

$$\left. \begin{aligned} \bar{x} &= \frac{\sum f_i x_i}{n} \\ S &= \sqrt{\frac{\sum f_i (x_i - \bar{x})^2}{n}} \end{aligned} \right\} \text{ для малых выборок,}$$

$$\left. \begin{aligned} \bar{x} &= a + c \frac{\sum b_i f_i}{n} \\ S &= c \sqrt{\frac{\sum b_i^2 f_i}{n} - \left( \frac{\sum b_i f_i}{n} \right)^2} \end{aligned} \right\} \text{ для больших выборок,}$$

где

$f_i$  – частота  $i$ -го интервала,

$x_i$  – середина  $i$ -го интервала,

в качестве величины  $a$  принимается середина интервала

(для данного случая  $a = 33,375$ ),

$$b_i = \frac{x_i - a}{c}.$$

Результаты расчета величины  $b$  представлен в таблице 4.

Таблица 2. Подсчет величины  $b$ .

№	Интервал $x$		Середина $x_i$	Частота $f$	$b$	$bf$	$b^2f$
	от	до					
1	33,33	33,34	33,335	2	-4	-8	32
2	33,34	33,35	33,345	3	-3	-9	27
3	33,35	33,36	33,355	8	-2	-16	32
4	33,36	33,37	33,365	15	-1	-15	15
5	33,37	33,38	33,375	26	0	0	0
6	33,38	33,39	33,385	12	1	12	12
7	33,39	33,4	33,395	18	2	36	72
8	33,4	33,41	33,405	10	3	30	90
9	33,41	33,42	33,415	6	4	24	96

$\Sigma$	<b>100</b>	<b>54</b>	<b>376</b>
----------	------------	-----------	------------

Получаем  $\bar{x}$  и  $S$  :

$$\bar{x} = a + c \frac{\sum b_i f_i}{n} = 33,375 + 0,01 \frac{54}{100} = 33,3804;$$

$$S = c \sqrt{\frac{\sum b_i^2 f_i}{n} - \left( \frac{\sum b_i f_i}{n} \right)^2} = 0,01 \sqrt{\frac{376}{100} - \left( \frac{54}{100} \right)^2} = 0,0186.$$

Определим значения теоретических частот. Предположим, что значения параметра подчиняются закону Гаусса, тогда для расчета теоретических частот используется формула:

$$f_{iT} = P(x_i)n = \frac{nc}{S} z(t),$$

$$\text{где } z(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}},$$

величина  $z(t)$  определяется по таблице ГОСТа в зависимости от величины  $t = \left| \frac{x_i - \bar{x}}{S} \right|$ .

Таблица 3. Подсчет величины  $z(t)$ .

<b>№ интервала</b>	<b><math>x_i</math></b>	<b><math>f_i</math></b>	<b><math>x_i - \bar{x}</math></b>	<b><math>t = \left  \frac{x_i - \bar{x}}{S} \right </math></b>	<b><math>z(t)</math></b>	<b><math>f_{iT}</math></b>
<b>1</b>	<b>33,335</b>	<b>2</b>	<b>-0,045</b>	<b>2,44</b>	<b>0,0203</b>	<b>1,09</b>
<b>2</b>	<b>33,345</b>	<b>3</b>	<b>-0,035</b>	<b>1,90</b>	<b>0,0656</b>	<b>3,52</b>
<b>3</b>	<b>33,355</b>	<b>8</b>	<b>-0,025</b>	<b>1,36</b>	<b>0,1582</b>	<b>8,49</b>
<b>4</b>	<b>33,365</b>	<b>15</b>	<b>-0,015</b>	<b>0,83</b>	<b>0,2827</b>	<b>15,18</b>
<b>5</b>	<b>33,375</b>	<b>26</b>	<b>-0,005</b>	<b>0,29</b>	<b>0,3825</b>	<b>20,54</b>
<b>6</b>	<b>33,385</b>	<b>12</b>	<b>0,005</b>	<b>0,25</b>	<b>0,3857</b>	<b>20,71</b>

7	33,395	18	0,015	0,78	0,2943	15,8
8	33,405	10	0,025	1,32	0,1669	8,96
9	33,415	6	0,035	1,86	0,0707	3,8
$\Sigma$		100				

*Проверка гипотезы по критерию Колмогорова  $\lambda$ .*

Предположим, что результаты подчиняются нормальному закону распределения. Проверим правдивость этой теории с помощью критерия Колмогорова. Значения параметра подчиняются нормальному закону, если выполняется неравенство  $P(\lambda) > 0,05$ .

Рассчитаем накопленные теоретические и эмпирические частоты  $N_{x\lambda}$ ,  $N_{xT}$ .

Накопленной частотой любого значения  $x_i$  называется сумма частот всех предшествующих значений  $x_i$ , включающая и частоту самого  $x_i$ .

Теоретическая частота рассчитывается по формуле:

$$N_{xT} = \sum_{i=1}^m f_i,$$

где  $m = k$ .

Результаты расчетов сведем в таблицу.

№	$f_i = f_{i\lambda}$	$f_{iT}$	$N_{x\lambda}$	$N_{xT}$	$ N_{x\lambda} - N_{xT} $
1	2	1,09	2	1,09	0,91
2	3	3,52	5	4,61	0,39
3	8	8,49	13	13,1	0,1
4	15	15,18	28	28,28	0,28
5	26	20,54	54	48,82	5,18



6	12	20,71	66	69,53	3,53
7	18	15,8	84	85,33	1,33
8	10	8,96	94	94,29	0,29
9	6	3,8	100	98,09	1,91

Значение критерия Колмогорова рассчитывается по формуле:

$$\lambda = \frac{|N_{x\varepsilon} - N_{xT}|_{\max}}{n} \cdot \sqrt{n};$$

получаем:

$$\lambda = \frac{5,18}{100} \cdot \sqrt{100} = 0,518.$$

По таблице ГОСТа находим значение вероятности  $P(\lambda)$  при уровне значимости  $\alpha = 0,05$ :

$$P(0,518) \approx 0,9639.$$

*Вывод:* так как неравенство  $P(\lambda) > 0,05$  выполняется, гипотезу о нормальном распределении значений параметра принимаем.

### 1.1.2. Проверка гипотезы о нормальном распределении выборки №2.

Для удобства расчетов разобьем статистические данные на интервалы. Для данной выборки, состоящей из 100 единиц продукции, количество интервалов должно быть не менее 6, 7. Принимаем количество интервалов для данной выборки равное 10.

Рассчитаем размер каждого интервала:

$$c = \frac{R}{k},$$

где  $k$  – количество интервалов,

$R$  – разность между максимальным и минимальным значениями выборки:

$$R = x_{\max} - x_{\min}.$$

Получаем:

$$R = 22,35 - 22,13 = 0,22,$$

$$c = \frac{0,22}{10} = 0,022.$$

Рассчитаем частоты интервалов и представим их в таблице.

Таблица 4. Подсчет частот.

Интервал		Середина	Подсчет частоты	Частота
от	до			
22,13	22,152	22,141	└	2
22,152	22,174	22,163	└	2
22,174	22,196	22,185	□	4
22,196	22,218	22,207	▣ _	6
22,218	22,24	22,229	▣ ▣	10
22,24	22,262	22,251	▣ ▣ ▣ _	33
22,262	22,284	22,273	▣ ▣ _	11



Результаты расчета величины  $b$  представлен в таблице 7.

Таблица 5. Подсчет величины  $b$ .

№	Интервал $x$		Середина $x_i$	Частота $f$	$b$	$bf$	$b^2f$
	от	до					
1	22,13	22,152	22,141	2	-5	-10	50
2	22,152	22,174	22,163	2	-4	-8	32
3	22,174	22,196	22,185	4	-3	-12	36
4	22,196	22,218	22,207	6	-2	-12	24
5	22,218	22,24	22,229	10	-1	-10	10
6	22,24	22,262	22,251	33	0	0	0
7	22,262	22,284	22,273	11	1	11	11
8	22,284	22,306	22,295	16	2	32	64
9	22,306	22,328	22,317	5	3	15	45
10	22,328	22,35	22,339	11	4	44	176
$\Sigma$				100		50	448

Получаем  $\bar{x}$  и  $S$  :

$$\bar{x} = a + c \frac{\sum b_i f_i}{n} = 22,251 + 0,022 \frac{50}{100} = 22,262;$$

$$S = c \sqrt{\frac{\sum b_i^2 f_i}{n} - \left( \frac{\sum b_i f_i}{n} \right)^2} = 0,022 \sqrt{\frac{448}{100} - \left( \frac{50}{100} \right)^2} = 0,0452.$$

Определим значения теоретических частот. Предположим, что значения параметра подчиняются закону Гаусса, тогда для расчета теоретических частот используется формула:

$$f_{iT} = P(x_i)n = \frac{nc}{S} z(t),$$

$$\text{где } z(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}},$$

величина  $z(t)$  определяется по таблице ГОСТа в зависимости от величины  $t = \left| \frac{x_i - \bar{x}}{S} \right|$ .

Таблица 6. Подсчет величины  $z(t)$ .

№ интервала	$x_i$	$f_i$	$x_i - \bar{x}$	$t = \left  \frac{x_i - \bar{x}}{S} \right $	$z(t)$	$f_{iT}$
1	22,141	2	-0,121	2,67	0,0113	0,55
2	22,163	2	-0,099	2,19	0,0363	1,76
3	22,185	4	-0,077	1,70	0,0940	4,57
4	22,207	6	-0,055	1,22	0,1895	9,21
5	22,229	10	-0,033	0,73	0,3056	14,86
6	22,251	33	-0,011	0,24	0,3867	18,8
7	22,273	11	0,011	0,24	0,3867	18,8
8	22,295	16	0,033	0,73	0,3056	14,86
9	22,317	5	0,055	1,22	0,1895	9,21
10	22,339	11	0,077	1,70	0,0940	4,57
$\Sigma$		100				

*Проверка гипотезы по критерию Пирсона  $\chi^2$ .*

Предположим, что результаты подчиняются нормальному закону распределения. Проверим правдивость этой теории с помощью критерия Пирсона. Значения параметра подчиняются нормальному закону, если выполняется неравенство  $P(\chi^2) > 0,05$ .

Условия применимости критерия Пирсона требуют, чтобы в каждом интервале было не меньше 5 частот. Поэтому объединим интервалы, в которых менее 5 частот и рассчитаем необходимые значения для вычисления критерия Пирсона. Результаты расчета представлены в таблице 9.

Для вычисления критерия Пирсона необходимо вычислить число степеней свободы по формуле:

$$r = m - p - 1, \text{ где}$$

$m$  – число интервалов,

$p$  – число параметров эмпирического распределения для нормального закона распределения случайных величин ( $p=2$ );

Таблица 7. Данные для расчета критерия Пирсона.

№ интервала	$x_i$	$f_{iЭ}$	$f_{iT}$	$(f_{iЭ} - f_{iT})$	$(f_{iЭ} - f_{iT})^2$	$\frac{(f_{iЭ} - f_{iT})^2}{f_{iT}}$
1	22,141	8	6,88	1,12	1,2544	0,182
2	22,163					
3	22,185					
4	22,207	6	9,21	-3,21	10,304	1,119
5	22,229	10	14,86	-4,86	23,62	1,589
6	22,251	33	18,8	14,2	201,64	10,726
7	22,273	11	18,8	-7,8	60,84	3,236
8	22,295	16	14,86	1,14	1,3	0,087

9	22,317	5	9,21	-4,21	17,724	1,924
10	22,339	11	4,57	6,43	41,345	9,047
$\Sigma$		100				27,911

получаем:

$$r = 8 - 2 - 1 = 5.$$

Рассчитаем значение критерия Пирсона по формуле:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^m \frac{(f_{i\bar{\alpha}} - f_{i\bar{\Gamma}})^2}{f_{i\bar{\Gamma}}};$$

получаем:

$$\chi^2 = 27,991$$

По таблице ГОСТа находим значение вероятности  $P(\chi^2)$  при уровне значимости  $\alpha = 0,05$ :

$$P(\chi^2) \approx 0.$$

*Вывод:* так как неравенство  $P(\chi^2) > 0,05$  не выполняется, гипотезу о нормальном распределении значений параметра отклоняем.

## 1.2. Сравнение двух выборочных средних выборок.

### 1.2.1. Проверка гипотезы равенства выборочных средних выборок №1 и №2

Пусть гипотеза заключается в том, что генеральные средние  $\bar{X}_1$  и  $\bar{X}_2$  в момент взятия выборок были равны.

Найдем значения средних и СКО по формулам:

$$\bar{x} = \frac{\sum x}{n},$$

$$S^2 = \frac{\sum (\bar{x} - x_i)^2}{n - 1}$$

соответственно для выборок №1 и №2:

$$\bar{x}_1 = 33,3756,$$

$$S_1^2 = 0,000366,$$

$$\bar{x}_2 = 22,2624,$$

$$S_2^2 = 0,002132.$$

Найдем значение критерия Стьюдента, так как  $n > 25$ ,

$$t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}},$$

$$t = \frac{|33,3756 - 22,2624|}{\sqrt{\frac{0,00037}{100} + \frac{0,00213}{100}}} = 51383.$$

Примем уровень значимости:  $\beta = 0,05$ .

Рассчитаем число степеней свободы:

$$r = n_1 + n_2 - 2,$$

$$r = 100 + 100 - 2 = 198.$$

*Вывод:* так как  $P(t) < 0,05$ , отклоняем гипотезу о равенстве выборочных средних, то есть расхождения значений средних существенны, настройки неравные.



### 1.2.2. Проверка гипотезы равенства дисперсий выборок №1 и №2

Пусть гипотеза заключается в том, что дисперсии в момент взятия выборок были равны.

Найдем значение критерия Фишера:

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{0,00037}{0,00213} = 0,1718.$$

Рассчитаем числа степеней свободы:

$$r_1 = n_1 - 1 = 99,$$

$$r_2 = n_2 - 1 = 99.$$

По таблице ГОСТа находим табличное значение критерия:

$$F_T = 1,26.$$

*Вывод:* так как  $F < F_T$  отклоняем гипотезу о равенстве выборочных дисперсий, то есть расхождения значений дисперсий существенны, настройки неравные.

## 2. Контрольные карты.

### 2.1. Построение контрольных карт средних $\bar{X}$ и размахов R.

2.1.1. Предварительно разобьем выборку на 20 подгрупп объемом пять значений параметра. А также вычислим для каждой подгруппы средние арифметические и размахи по формулам:

$$\bar{x} = \frac{\sum x}{n},$$

где  $\bar{x}$  – среднее арифметическое,

$x$  – значение в подгруппе,

$n$  – количество значений в подгруппе.

$$R = x_{\max} - x_{\min},$$

где  $R$  – размах значений в подгруппе,

$x_{\max}$  и  $x_{\min}$  – максимальное и минимальное значения в подгруппе.

Таблица 8. Производственные данные.

№ под- группы	Значения					Среднее $\bar{x}$	Размах $R$
	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$		
1	33.36	33.39	33.37	33.36	33.36	33.368	0.03
2	33.37	33.39	33.35	33.34	33.37	33.364	0.05
3	33.41	33.36	33.37	33.39	33.39	33.384	0.05
4	33.37	33.36	33.4	33.33	33.39	33.37	0.07
5	33.38	33.37	33.37	33.38	33.37	33.374	0.01
6	33.38	33.37	33.37	33.4	33.4	33.384	0.03
7	33.4	33.42	33.34	33.4	33.39	33.39	0.08
8	33.42	33.35	33.38	33.39	33.36	33.38	0.07
9	33.38	33.35	33.37	33.37	33.37	33.368	0.03
10	33.37	33.36	33.37	33.34	33.39	33.366	0.05
11	33.36	33.36	33.4	33.38	33.37	33.374	0.04
12	33.37	33.39	33.39	33.38	33.37	33.38	0.02
13	33.37	33.38	33.39	33.35	33.36	33.37	0.04
14	33.39	33.39	33.35	33.4	33.37	33.38	0.05
15	33.35	33.37	33.39	33.37	33.39	33.374	0.04
16	33.39	33.37	33.36	33.36	33.4	33.376	0.04
17	33.39	33.38	33.38	33.41	33.35	33.382	0.06
18	33.36	33.38	33.41	33.36	33.37	33.376	0.05
19	33.37	33.4	33.35	33.39	33.36	33.374	0.05
20	33.38	33.4	33.37	33.41	33.33	33.378	0.08

Рассчитаем среднее средних и размахов значений подгрупп:

$$\bar{\bar{x}} = \frac{\sum \bar{x}}{k},$$

где  $\bar{\bar{x}}$  – среднее средних значений,

$k$  – количество подгрупп;

$$\bar{R} = \frac{\sum R}{k},$$

где  $\bar{R}$  – среднее размахов.

Получаем:

$$\bar{\bar{x}} = 33.376;$$

$$\bar{R} = 0.047.$$

#### 2.1.2. Линии $\bar{x}$ -карты.

Центральной линией  $\bar{x}$ -карты является линия, проведенная из точки  $\bar{\bar{x}}$  по оси ординат, параллельная оси абсцисс:

$$\bar{\bar{x}} = 33.376.$$

Верхняя контрольная граница  $UCL$  и нижняя контрольная граница  $LCL$  находятся на расстоянии  $3\sigma$  от центральной линии, где  $\sigma$  – генеральное стандартное отклонение, используемое статистикой. По коэффициенту  $A_2$ , взятому из таблицы ГОСТ Р 50779.42-99 в зависимости от объема выборки рассчитаем контрольные границы:

$$UCL = \bar{\bar{x}} + A_2 \bar{R} = 33.376 + 0.577 \cdot 0.047 = 33.403,$$

$$LCL = \bar{\bar{x}} - A_2 \bar{R} = 33.376 - 0.577 \cdot 0.047 = 33.348.$$

#### 2.1.3. Линии $R$ -карты.

Центральной линией  $R$ -карты является линия, проведенная из точки  $\bar{R}$  по оси ординат, параллельная оси абсцисс:

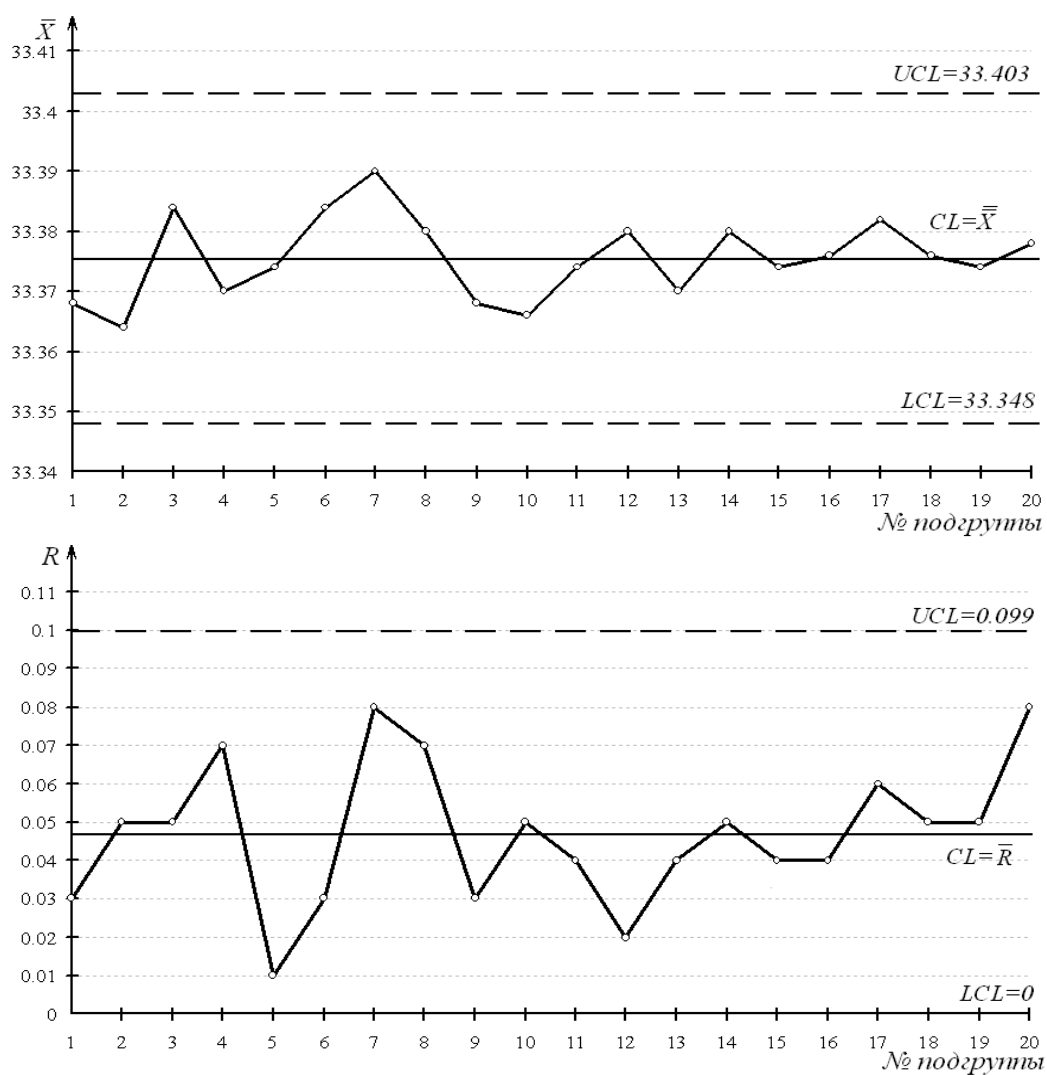
$$\bar{R} = 0.047.$$

Контрольные границы:

$$UCL = D_4 \bar{R} = 2.114 \cdot 0.047 = 0.099,$$

$$LCL = D_3 \bar{R} = 0 \cdot 0.047 = 0.$$

#### 2.1.4. Построение контрольных карт.



### 2.1.5. Анализ контрольных карт.

На построенных контрольных картах все точки находятся в пределах контрольных линий, что говорит о статистической управляемости процесса, т.е. отклонения значений параметра от номинального являются случайными.

## 2.2. Построение контрольных карт средних $\bar{Me}$ и размахов $R$ .

2.2.1. Предварительно разобьем выборку на 20 подгрупп объемом пять значений параметра. А также вычислим для каждой подгруппы медианы и размахи.

Таблица 9. Производственные данные.

№ под- группы	Значения					Медиана $Me$	Размах $R$
	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$		
1	22.3	22.18	22.29	22.26	22.26	22.26	0.12
2	22.28	22.22	22.24	22.3	22.32	22.28	0.1
3	22.28	22.2	22.29	22.3	22.26	22.28	0.1
4	22.13	22.24	22.29	22.23	22.31	22.24	0.18
5	22.26	22.25	22.26	22.24	22.28	22.26	0.04
6	22.35	22.25	22.27	22.26	22.21	22.26	0.14
7	22.16	22.3	22.25	22.21	22.25	22.25	0.14
8	22.26	22.22	22.27	22.19	22.33	22.26	0.14
9	22.26	22.26	22.25	22.23	22.17	22.25	0.09
10	22.25	22.25	22.34	22.33	22.32	22.32	0.09
11	22.25	22.25	22.28	22.34	22.31	22.28	0.09
12	22.3	22.3	22.23	22.24	22.29	22.29	0.07
13	22.3	22.22	22.25	22.21	22.33	22.25	0.12
14	22.23	22.24	22.26	22.22	22.24	22.24	0.04
15	22.27	22.28	22.26	22.18	22.29	22.27	0.11
16	22.33	22.19	22.29	22.28	22.28	22.28	0.14
17	22.34	22.25	22.3	22.22	22.35	22.3	0.13
18	22.35	22.25	22.34	22.23	22.3	22.3	0.12
19	22.25	22.31	22.3	22.26	22.28	22.28	0.06
20	22.24	22.15	22.21	22.21	22.25	22.21	0.1

Рассчитаем среднее медиан и размахов значений подгрупп:

$$\bar{Me} = \frac{\sum Me}{k},$$

$$\bar{R} = \frac{\sum R}{k},$$

Получаем:

$$\bar{Me} = 22.268;$$

$$\bar{R} = 0.106.$$

#### 2.2.2. Линии $Me$ -карты.

Центральной линией  $Me$ -карты является линия, проведенная из точки  $\bar{Me}$  по оси ординат, параллельная оси абсцисс:

$$\bar{Me} = 22.268.$$

По коэффициенту  $A_4$ , взятому из таблицы ГОСТ Р 50779.42-99 в зависимости от объема выборки рассчитаем контрольные границы:

$$UCL = \bar{Me} + A_4 \bar{R} = 22.268 + 0.69 \cdot 0.106 = 22.341,$$

$$LCL = \bar{Me} - A_4 \bar{R} = 22.268 - 0.69 \cdot 0.106 = 22.195.$$

#### 2.2.3. Линии $R$ -карты.

Центральной линией  $R$ -карты является линия, проведенная из точки  $\bar{R}$  по оси ординат, параллельная оси абсцисс:

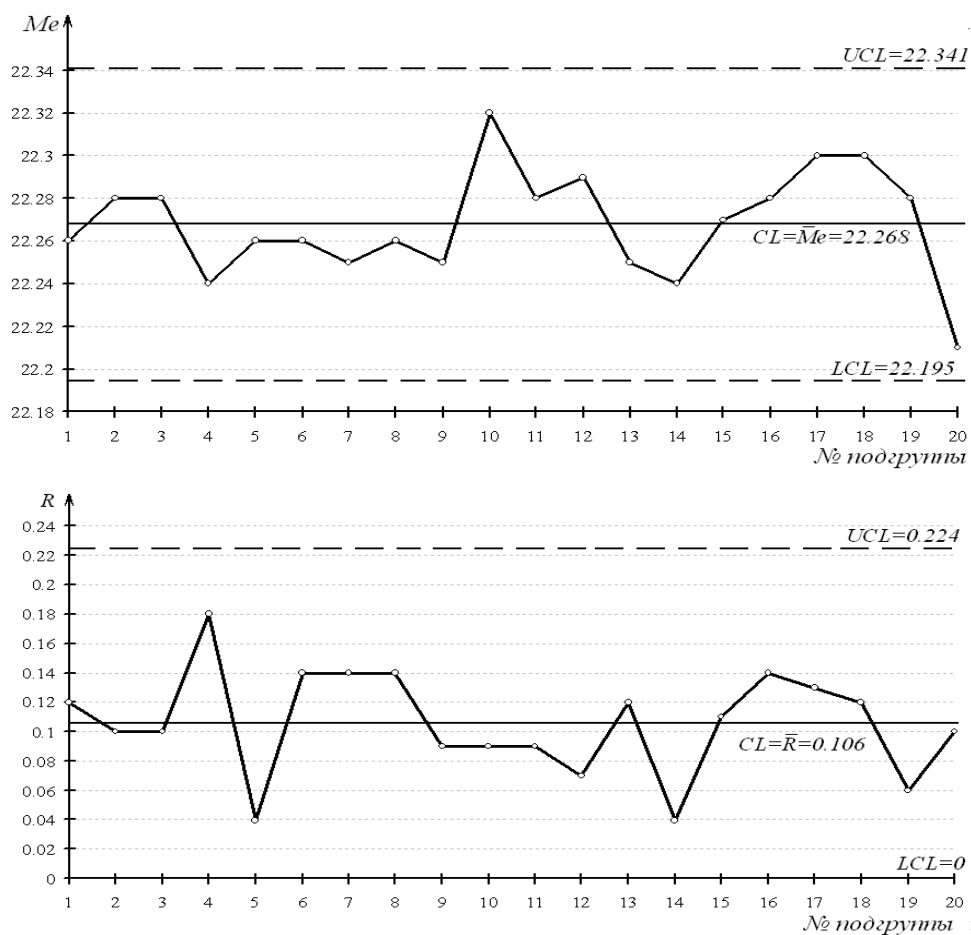
$$\bar{R} = 0.106.$$

Контрольные границы:

$$UCL = D_4 \bar{R} = 2.114 \cdot 0.106 = 0.224,$$

$$LCL = D_3 \bar{R} = 0 \cdot 0.106 = 0.$$

#### 2.2.4. Построение контрольных карт.



### 2.2.5. Анализ контрольных карт.

На построенных контрольных картах все точки находятся в пределах контрольных линий, что говорит о статистической управляемости процесса, т.е. отклонения значений параметра от номинального являются случайными.

## 3. Планы выборочного контроля.

3.1. Принимаем объем партии  $N = 45000$  единиц продукции,  $AQL = 0,40$ .

3.2. Из таблицы I ГОСТа для одноступенчатого плана выборочного контроля и  $N = 45000$  принимаем код объема выборки  $L$ .

3.3. Из таблицы II-A ГОСТа для  $AQL = 0,40$  принимаем

объем выборки  $n=200$ ,

приемочное число  $A_c = 2$ ,

браковочное число  $R_e = 3$ .

Если число несоответствующих единиц, обнаруженных выборке, состоящей из 200 единиц продукции, меньше или равно приемочному числу 2, партию признают приемлемой. Если число несоответствующих единиц, равно или превышает браковочное число 3, партию признают неприемлемой.

3.4. Принимаем уровень дефектности  $p=1,34\%$ .

Тогда для данного значения  $p$  из таблицы  $X-L-1$  ГОСТа выбираем ожидаемый процент принятых партий  $P_a = 50 \%$ .

### III. Форма представления результатов

Курсовая работа оформляется на листах формата А4, общим объемом 22-25 страниц. Оформление курсовой работы должно соответствовать требованиям ГОСТ 7.32-2001. Оформленная работа должна содержать титульный лист, бланк задания, содержание и основную часть.

### IV. Порядок проведения промежуточной аттестации. Шкала оценок.

Результаты выполнения и защиты курсовой работы оцениваются по критериям, представленным в таблице 1.

Таблица 1

Балльные оценки					Академическая оценка
Качество работы (до 35)	Оценка рецензии (до 5)	Качество доклада (до 20)	Уровень защиты (до 40)	Сумма баллов (до 100)	

### V. Рекомендуемая литература:

1. ГОСТ Р 50779.42-99 «Статистические методы. Контрольные карты Шухарта».
2. ГОСТ Р 50779.71-99 «Статистические методы. Планы контроля качества по альтернативному признаку».