

А. Б. Мякина



А Д А Ч И

ПО МАТЕМАТИЧЕСКОЙ
СТАТИСТИКЕ
В ПРИМЕНЕНИИ
К ТЕКСТИЛЬНЫМ
ИССЛЕДОВАНИЯМ

Ростехиздат
1960

Мякина Анна Борисовна

ЗАДАЧИ ПО МАТЕМАТИЧЕСКОЙ
СТАТИСТИКЕ В ПРИМЕНЕНИИ
К ТЕКСТИЛЬНЫМ ИССЛЕДОВАНИЯМ

Редактор *И. И. Аксенова*

Техн. редактор *М. Т. Княкин*

Переплет художника *Л. М. Самариной*

Корректор *М. Н. Чистяков*

Т-06618. Сдано в набор 17/I 1960 г.
Подписано к печати 19/V 1960 г.
Формат $60 \times 92^{1/16}$. Физ. п. л. $9^{1/4}$.
Уч.-изд. л. 8,26. Тираж 2200 экз.
Цена 4 р. 15 к. Изд. № 17. Заказ 341.

Типография № 7 УПП ЛСНХ
Ленинград, Ф-68, Садовая ул., 55/57

А. Б. МЯКИНА

ЗАДАЧИ

ПО МАТЕМАТИЧЕСКОЙ СТАТИСТИКЕ В ПРИМЕНЕНИИ К ТЕКСТИЛЬНЫМ ИССЛЕДОВАНИЯМ

Под редакцией проф. А. В. Терюшнова
и доц. В. П. Левинского

*Допущено
Министерством высшего и среднего специального
образования РСФСР в качестве учебного пособия
для технических и инженерно-экономических
специальностей текстильных
высших учебных заведений*

ИЗДАТЕЛЬСТВО НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКОЙ ЛИТЕРАТУРЫ РСФСР
Москва · 1960

В книге в основном изложен краткий курс практических занятий по математической статистике и теории вероятностей в применении к текстильным исследованиям.

Задачи составлены на основе обширного материала, полученного из фабричных лабораторий, лабораторий Московского текстильного института и лабораторий научно-исследовательских институтов, и методически расположены с постепенным нарастанием числа методов исследования.

Книга является учебным пособием к курсу математической статистики и теории вероятностей для студентов текстильных институтов.

Пособие может быть использовано и в фабричных лабораториях при обработке результатов текстильных исследований.

Все задачи имеют ответы, а некоторые и решения, поэтому задачник может быть использован и при самостоятельном изучении математической статистики в текстильных институтах и на предприятиях.

Автор выражает благодарность за полученные ценные указания при просмотре пособия заведующему кафедрой математики Московского текстильного института профессору С. С. Ковнеру, доценту кафедры В. П. Левинскому и заведующему кафедрой хлопкопрядения профессору А. В. Терюшнову.

ВВЕДЕНИЕ

Статистическая обработка результатов массовых наблюдений над каким-нибудь явлением имеет целью дать оценку этой совокупности наблюдений при помощи сводных статистических характеристик (показателей).

Число, характеризующее отдельное наблюдение, называется статистической датой (v)*. Совокупность статистических дат характеризуется прежде всего средней величиной и оценкой рассеяния. В статистике изучают различные виды средних и оценок рассеяния. Наиболее распространенной является средняя арифметическая

$$M = \frac{\sum v}{n}, \quad (1)$$

где n — число дат совокупности;

$\sum v$ — сумма статистических дат.

Однако в отдельных случаях приходится пользоваться и другими средними, в частности средней гармонической

$$M_h = \frac{n}{\sum \frac{1}{v}}. \quad (2)$$

Оценка рассеяния дается или в тех же единицах измерения, что и даты, или в относительных числах (в %). Наиболее распространенной и наиболее обоснованной в математическом смысле оценкой рассеяния является среднее квадратичное, или стандартное отклонение

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum (v - M)^2}{n}}. \quad (3)$$

* В некоторых руководствах вместо термина «дата» применяется термин «варианта» и обозначается x . В настоящем пособии обозначение x отнесено к случайным переменным величинам (см. гл. III § 2), а отдельная дата обозначается v . В связи с этим и средняя арифметическая обозначается M , как это принято в литературе по текстильным исследованиям.

Для обработки статистические даты располагают в порядке возрастания или убывания, составляется так называемый ранжированный ряд (см. главу I, § 1). При большом числе наблюдений из совокупности дат образуют интервальный вариационный ряд, или ряд распределения (см. главу I, § 2).

Среднее квадратичное отклонение σ — именованное число, выраженное в тех же единицах измерения, что и даты.

Для оценки относительного рассеяния дат употребляется отношение среднего квадратичного отклонения к средней арифметической, выраженное в процентах.

Этот показатель называется коэффициентом вариации и обозначается буквой C . По формуле (8)

$$C = \frac{\sigma}{M} \cdot 100[\%].$$

Глава I

ЗАДАЧИ ПО ОСНОВНЫМ СТАТИСТИЧЕСКИМ ВЫЧИСЛЕНИЯМ

§ 1. РАНЖИРОВАННЫЙ РЯД

Формулы и примеры расчетов

Основным методом обработки ранжированного ряда (определения средней арифметической M и среднего квадратичного отклонения σ) является метод «условного нуля» или метод «произвольного среднего».

Этот метод заключается в следующем: после того как ряд статистических дат расположили в порядке возрастания или убывания, т. е. ранжировали, выбирают любое число A (для удобства вычисления, близкое к середине этого ряда), которое считают произвольным средним ряда или условным нулем.

Вместо самих дат v при вычислении M и σ пользуются их отклонениями от условного нуля:

$$a = v - A. \quad (4)$$

По этим отклонениям вычисляют поправку

$$b_1 = \frac{\Sigma a}{n}, \quad (5)$$

а посредством поправки определяют среднюю арифметическую

$$M = A + b_1. \quad (1')$$

Средний квадрат отклонения от условного нуля выразится формулой

$$b_2 = \frac{\Sigma a^2}{n}. \quad (6)$$

По формуле (3)

$$\sigma = \sqrt{\frac{\Sigma (v - M)^2}{n}}.$$

При использовании условного нуля A среднее квадратичное отклонение σ выразится формулой:

$$\sigma = \sqrt{b_2 - b_1^2}, \quad (3')$$

так как средний квадрат отклонения

$$\frac{\sum (v - M)^2}{n} = b_2 - b_1^2. \quad (7)$$

Это соотношение показывает, что для любого ряда сумма квадратов отклонений дат от их средней арифметической меньше суммы квадратов отклонений от всякого иного числа.

Приведем пример вычисления средней арифметической M и среднего квадратичного отклонения σ методом условного нуля A .

Пример 1. Прочность льняной пряжи в кг задана рядом:

v : 1,6; 1,0; 1,9; 2,2; 1,4; 1,7; 2,3; 1,4; 1,7; 1,8.

Определить M и σ .

Ранжируем ряд:

1,0; 1,4; 1,4; 1,6; 1,7; 1,7; 1,8; 1,9; 2,2; 2,3.

За условный нуль выбираем $A=1,5$.

Составляем следующую таблицу для вычисления M и σ (табл. 1).

Т а б л и ц а 1		
v	a	a^2
1,0	-0,5	0,25
1,4	-0,1	0,01
1,4	-0,1	0,01
1,6	+0,1	0,01
1,7	+0,2	0,04
1,7	+0,2	0,04
1,8	+0,3	0,09
1,9	+0,4	0,16
2,2	+0,7	0,49
2,3	+0,8	0,64
	$\Sigma a = +2,0$	$\Sigma a^2 = 1,74$

$$b_1 = \frac{2,0}{10} = 0,20 \text{ кг};$$

$$M = 1,5 + 0,2 = 1,7 \text{ кг};$$

$$b_2 = \frac{1,74}{10} = 0,17 \text{ кг};$$

$$b_2 - b_1^2 = 0,17 - 0,04 = 0,13 \text{ кг};$$

$$\sigma = \sqrt{0,13} = 0,36 \text{ кг}.$$

Ранжированный ряд можно исследовать при помощи медианы и квартилей.

Медиана (Me) — дата, которая делит ряд на две равные по числу дат совокупности, это срединная дата.

Пример 2. Плотность по основе хлопчатобумажной ткани задана рядом ($n = 11$ дат):

v : 139, 140, 143, 140, 142, 141, 139, 141, 142, 138, 143.

Ранжируем ряд:

138, 139, 139, 140, 140, 141, 141, 142, 142, 143, 143.

$Me = 141$.

Пример 3. Определить медиану в ряду дат, представляющем совокупность плотностей по утку хлопчатобумажной ткани ($n = 10$ дат):

v : 122, 120, 122, 124, 127, 125, 123, 125, 122, 121.

Ранжируем ряд:

120, 121, 122, 122, 122, 123, 124, 125, 125, 127.

Медиана разделит ряд на две совокупности по пять дат. В этом ряду медианой может служить любое число, не большее 123 и не меньшее 122. Например, $Me = 122,5$.

В ряду, который мы исследуем по медиане, рассеяние измеряем квартилями.

Квартиль — дата, которая отсекает четвертую часть совокупности. В ряду две квартили: верхняя — Q_3 и нижняя — Q_1 ; медиану можно считать второй квартилью. Так, в примере 3 нижняя квартиль $Q_1 = 122$, верхняя квартиль $Q_3 = 125$.

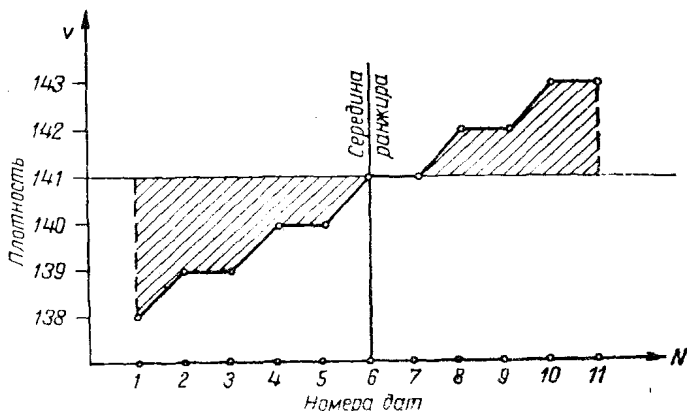


Рис. 1. Эмпирическая огива плотности хлопчатобумажной ткани по основе

Нижняя квартиль $Q_1 = 122$ и верхняя $Q_3 = 125$ определяют границы изменения половины числа дат, группирующихся около медианы. Эта часть дат может быть определена неравенством $122 \leq v \leq 125$.

Исследование ранжированного ряда часто завершают его графическим изображением. На оси абсцисс наносят номера дат ранжированного ряда, на оси ординат — значения этих дат.

Каждая точка графика определяется порядковым номером даты и самой датой. В результате построения и соединения точек получается ломаная линия — график ранжированного ряда.

Полученная ломаная линия называется эмпирической огивой.

На рис. 1 представлена эмпирическая огива плотности хлопчатобумажной ткани по основе (по примеру 2).

Пользуясь рисунком, можно графически найти медиану. Для этого в конце перпендикуляра, построенного на срединном номере, надо провести прямую, параллельную оси абсцисс. Эта линия на оси ординат слева отметит медиану Me .

Особенности изменения дат влево и вправо от медианы можно отметить графически, заштриховав площади, заключенные между ломаной линией и прямой, параллельной оси абсцисс.

В примере 2 на рис. 1 можно отметить больший размах кривой в стороне меньших значений.

Задачи

1. Для определения прочности партии хлопкового волокна взята проба. После 17 испытаний были получены следующие результаты (в г):

v : 4,85; 4,93; 5,82; 5,04; 5,48; 5,23;
5,15; 4,92; 4,55; 4,75; 4,80; 5,20;
4,66; 4,60; 5,40; 4,71; 5,10.

Ранжировать ряд.

Построить эмпирическую огиву.

Найти Me , Q_1 и Q_3 , M и σ .

2. Партия хлопчатобумажной ткани была подвергнута при приемке испытанию на прочность. Для этого в случайном порядке были отобраны 25 полосок (50 мм шириной и 200 мм длиной) и измерена их прочность. Испытания дали следующие результаты (в кг):

v : 88, 87, 91, 90, 91, 94, 82, 92, 90, 84, 89,
87, 88, 81, 89, 84, 79, 87, 78, 87, 82, 88,
84, 86, 87.

Найти Me , Q_1 и Q_3 , M и σ .

Построить эмпирическую огиву.

3. При изготовлении в лаборатории миткала (основа № 54, уток № 60) была исследована прочность одиночной нити основы (число замеров $n=32$); при этом были получены следующие результаты (в г):

v : 220, 207, 217, 208, 190, 201, 211, 216,
238, 206, 204, 208, 211, 208, 237, 221,
228, 219, 218, 226, 236, 242, 242, 198,
235, 251, 254, 239, 251, 250, 234, 247.

После выработки ткани была измерена прочность суровой ткани на одну нить по основе (число замеров $n=32$); при этом измерения дали следующие результаты (в г):

v : 221, 216, 243, 222, 199, 220, 219, 188, 249,
216, 194, 212, 214, 197, 237, 202, 251, 222,
235, 254, 242, 246, 232, 220, 261, 262, 247,
226, 271, 256, 257, 252.

Найти M и σ .

Найти Me , Q_1 и Q_3 той и другой совокупности.

Построить эмпирические огивы.

4. Для миткаля, указанного в задаче 3, было исследовано удлинение основы № 54 (число замеров $n=32$); результаты замеров (в %) были следующие:

v : 6,8; 6,8; 6,1 6,4; 7,7; 6,3; 6,3; 6,0; 6,8;
7,2; 6,6; 7,7; 6,7; 7,2; 6,7; 6,9; 6,3; 6,7;
7,7; 5,9; 6,8; 6,5; 6,9; 7,8; 6,9; 6,7; 7,9;
6,9; 7,8; 7,7; 7,2; 7,8.

После выработки ткани было измерено удлинение суровой ткани по основе (число замеров $n=32$); испытания дали следующие результаты (в %):

v : 7,1; 7,2; 6,8; 8,4; 7,9; 7,5; 7,0; 6,7;
7,7; 8,1; 8,3; 6,4; 8,0; 9,9; 9,7; 7,7;
7,4; 8,0; 7,7; 7,3; 7,5; 8,9; 9,1; 6,2;
6,7; 9,5; 10,3; 7,1; 7,8; 7,2; 8,0; 7,5.

Для той и другой совокупности:

построить эмпирические огивы;

найти Me , Q_1 , Q_3 , M и σ ;

сравнить ряды по Me и по M .

5. Даны линейные размеры (в см) чулок арт. 104 с круглой пяткой из капроновой пряжи № 300 ($n=18$):

по снятии с машины

u : 84, 84, 85, 85, 85, 86, 86, 86, 86, 86, 86,
86, 86, 87, 88, 89, 90, 90;

в готовом виде (после формировки)

v : 76, 78, 78, 78, 80, 80, 80, 80, 80,
81, 81, 81, 81, 82, 82, 83, 83, 83.

Для той и другой совокупности:

построить эмпирические огивы;

найти Me , Q_1 , Q_3 , M и σ ;

сравнить ряды и технологически объяснить разницу между ними.

6. Два параллельных ряда дают соответственно длину чулок в готовом виде (v) и длину чулок по снятии с машины (u) в см:

а) для первой машины и первой паковки ($n=17$):

v : 70, 73, 75, 75, 75, 76, 76,5; 77, 77, 77, 77,
77,5; 78, 78, 79, 82, 86;

u : 84, 82, 83, 84, 86, 84, 85, 86, 84, 86,
84, 84, 87, 85, 85, 87, 87;

б) для второй машины и второй паковки ($n=19$):

v : 70, 73, 73, 74, 75, 75, 75, 75, 76, 77, 77,
78, 78, 79, 79, 80, 80, 80, 80;

u : 82, 81, 82, 82, 83, 83, 82, 83, 81, 83, 82,
85, 88, 86, 85, 86, 86, 85, 85;

в) для третьей машины и третьей паковки ($n=20$):

v : 71, 71, 72, 73, 73, 73, 73, 75, 75, 75,
75, 76, 76, 76, 77, 77, 78, 80, 80, 81;

u : 82, 80, 80, 83, 81, 81, 81, 81, 83, 83,
80, 82, 83, 81, 83, 81, 82, 84, 84, 82.

Составить ряд усадки длины чулок при их формировке для каждой из трех машин и исследовать его, определив: M , σ , Me , Q_1 и Q_3 .

Построить эмпирические огивы.

Сравнить результаты, полученные по трем машинам, и сделать технологические выводы.

§ 2. РЯДЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ, ИЛИ ИНТЕРВАЛЬНЫЕ РЯДЫ И ИХ ГРАФИЧЕСКОЕ ИЗОБРАЖЕНИЕ

Формулы и примеры расчетов

Если совокупность содержит большое число дат (примерно не меньше 40), мы разбиваем ее на интервалы. Число дат в интервале называется частотой, а ряд, представленный таблицей из двух столбцов (границы интервалов, частота), называется вариационным интервальным рядом, или рядом распределения.

Т а б л и ц а 2

Число дат	Число интервалов
40—60	5—7
60—100	7—10
100—200	10—14
200—500	14—17

Обработку такого ряда начинают с того, что намечают величину интервала Δ . Число интервалов по рекомендации В. П. Левинского можно ориентировочно связать с числом наблюдений следующим образом (табл. 2).

Наметив число интервалов (k), можно найти примерную величину интервала Δ по формуле

$$\Delta = \frac{v_{\max} - v_{\min}}{k},$$

где $v_{\max}$ — наибольшая дата;

$v_{\min}$ — наименьшая дата.

Величина интервала берется округленным числом.

После определения величины интервала намечаем границы интервалов так; чтобы крайние даты приходились примерно на середину крайних интервалов.

После разметки интервалов путем штрихелевания (табл. 3) определяем частоты интервалов. В результате получаем таблицу из двух столбцов: v (даты, интервалы); z (частота).

Основным методом определения средней арифметической M

и среднего квадратичного отклонения σ в интервальном ряду является метод условного нуля. Середину интервала, близкого к середине исследуемого ряда, мы выбираем за условный нуль A . При вычислении мы используем отклонения средин каждого из интервалов от условного нуля, выраженные в интервалах. Обозначим их через α . Последовательно используем следующие рабочие формулы для определения M — средней арифметической, σ — среднего квадратичного отклонения и коэффициента вариации C .

$$C = \frac{\sigma}{M} \cdot 100 [\%]. \quad (8)$$

$$M = A + m_1 \Delta, \quad (1'')$$

где

$$m_1 = \frac{\sum z \alpha}{n} - \quad (9)$$

поправка к условному нулю, выраженная в интервалах, и

$$m_2 = \frac{\sum z \alpha^2}{n} - \quad (10)$$

средний квадрат отклонений от условного нуля (в интервалах).

$$\sigma_1^2 = m_2 - m_1^2.$$

$$\sigma_1 = \sqrt{m_2 - m_1^2} - \quad (11)$$

среднее квадратичное отклонение (в интервалах), и

$$\sigma = \Delta \sqrt{m_2 - m_1^2} - \quad (12)$$

среднее квадратичное отклонение (в единицах измерения).

Ниже приводим пример обработки интервального ряда.

Пример 4. При испытании партии пряжи на прочность были получены следующие результаты в г ($n = 200$):

v : 205, 150, 215, 200, 190, 215, 190, 190, 240,
 280, 240, 280, 240, 250, 230, 250, 280, 375,
 260, 290, 234, 126, 206, 270, 232, 226, 285,
 230, 272, 252, 210, 242, 242, 242, 252, 216,
 210, 216, 208, 222, 302, 250, 290, 250, 270,
 174, 258, 242, 232, 212, 266, 260, 272, 266,
 270, 310, 334, 260, 270, 216, 302, 228, 264,
 258, 252, 290, 250, 252, 252, 250, 273, 204,
 227, 210, 260, 200, 216, 240, 220, 270, 242,
 258, 262, 300, 310, 250, 262, 206, 252, 230,
 250, 270, 251, 220, 292, 240, 300, 245, 215,
 290, 234, 235, 234, 259, 226, 250, 300, 302, 326,
 238, 392, 250, 272, 256, 234, 262, 219, 269, 236,
 259, 231, 199, 234, 192, 144, 207, 292, 219, 210,
 219, 300, 226, 246, 241, 206, 278, 227, 234, 215,
 246, 219, 238, 272, 340, 254, 238, 227, 230, 300,
 251, 227, 226, 207, 194, 214, 231, 210, 243, 230,
 292, 292, 278, 270, 244, 241, 218, 294, 300, 297,
 292, 230, 234, 230, 259, 246, 226, 292, 234, 288,
 254, 238, 300, 278, 210, 286, 272, 231, 269, 259,
 242, 312, 259, 231, 276, 262, 222, 259, 278, 200, 270.

Определим размах изменения дат:

$$v_{\max} = 392 \text{ г};$$

$$v_{\min} = 126 \text{ г};$$

$$R = 392 - 126 = 266 \text{ г}.$$

Число интервалов k можно принять 14; тогда величина интервала $\Delta = \frac{266}{14} \approx 20 \text{ г}$, и мы получим следующий столбец интервалов, в котором прямыми черточками будем отмечать при последовательном просмотре ряда наблюдений каждую дату в том или ином интервале (табл. 3).

Таблица 3

$v \text{ в } g$	Штрихелевание	Z (частота)
116-135	I	1
136-155	II	2
156-175	I	1
176-195	+++	5
196-215	+++ +++ +++ +++ IIII	24
216-235	+++ +++ +++ +++ +++ +++ +++ +++	45
236-255	+++ +++ +++ +++ +++ +++ +++ +++ IIII	44
256-275	+++ +++ +++ +++ +++ +++ +++ I	36
276-295	+++ +++ +++ +++ III	23
296-315	+++ +++ III	14
316-335	II	2
336-355	I	1
356-375	I	1
376-392	I	1

Прочность пряжи задана с точностью до 1 г, поэтому предложена разбивка интервалов не точно 115—135, 135—155 и т. д., а с допуском в 1 г на одной из границ (116—135, 136—155, ...), чтобы с уверенностью можно было отнести граничную дату в тот или другой интервал. Можно было бы разметить интервалы и так: 115—134, 135—154 и т. д.

После разметки интервалов путем штрихелевания подсчитываем число дат для каждого интервала и определяем частоты (см. табл. 3).

Определение статистических характеристик: средней арифметической M , среднего квадратичного отклонения σ для интервальных рядов проводим по следующей схеме (табл. 4)..

Обычно при обработке ряда условный нуль выбирают в интервале, близком к середине и равным средней арифметической границ интервала.

$$A = 245,50 \text{ г}.$$

Для этого интервала условное значение отклонения (в интервалах) $\alpha = 0$. В графе α против выбранного произвольного среднего ставим нуль.

В этой же графе, считая от условного нуля, отмечаем отклонения α в интервалах в сторону убывания дат со знаком минус и в сторону возрастания

со знаком плюс. Их легко получить, нумеруя интервалы вверх и вниз от условного нуля.

Т а б л и ц а 4

v	z	α	$z\alpha$	$z\alpha^2$
116—135	1	—6	— 6	+ 36
136—155	2	—5	—10	+ 50
156—175	1	—4	— 4	+ 16
176—195	5	—3	—15	+ 45
196—215	24	—2	—48	+ 96
216—235	45	—1	—45	+ 45
236—255	44	0	0	0
256—275	36	+1	+36	+ 36
276—295	23	+2	+46	+ 92
296—315	14	+3	+42	+126
316—335	2	+4	+ 8	+ 32
336—355	1	+5	+ 5	+ 25
356—375	1	+6	+ 6	+ 36
376—395	1	+7	+ 7	+ 49
	200		+22	+684

Вычисляем $z\alpha$.

Для вычисления $z\alpha^2$ умножаем каждое произведение $z\alpha$ на α .

Вычисляем M и σ по вышеприведенным формулам:

$$m_1 = \frac{+22}{200} = +0,11 \text{ интервала};$$

$$\Delta m_1 = 20 \cdot 0,11 = 2,20 \text{ } z.$$

$$M = A + \Delta m_1 = 245,50 + 2,20 = 247,70.$$

$$m_2 = \frac{684}{200} = 3,4200;$$

$$m_1^2 = (0,11)^2 = 0,0121;$$

$$m_2 - m_1^2 = 3,4079; \quad \sigma_1 = \sqrt{3,4079} = 1,85 \text{ интервала.}$$

$$\sigma = 20 \cdot 1,85 = 37,00 \text{ } z.$$

$$C = \frac{37,00}{247,70} \cdot 100 = 14,94 \%.$$

Значения M и σ позволяют судить о средней прочности всей партии и о степени рассеяния дат около средней арифметической. Посредством σ можно наметить границы типических дат

$$M - \sigma \leq v_{\min} \leq M + \sigma.$$

$$247,70 - 37,00 \leq v_{\min} \leq 247,70 + 37,00.$$

$$210,70 \leq v_{\min} \leq 284,70.$$

Интервальные ряды можно представить графически двумя способами. И в том и в другом способе по оси абсцисс откладываются значения дат v .

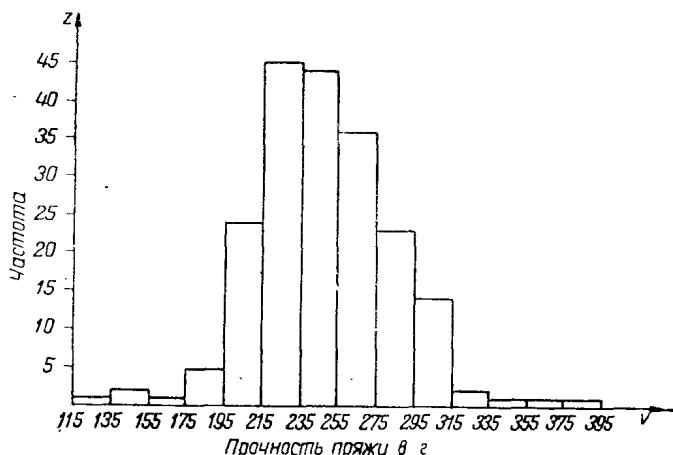


Рис. 2. Гистограмма ряда прочности пряжи

По первому способу интервальный ряд можно представить ступенчатой линией — гистограммой, полученной построе-

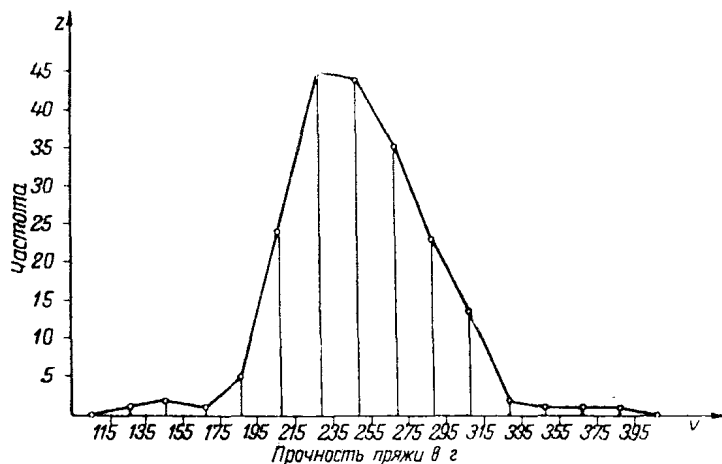


Рис. 3. Многоугольник распределения прочности пряжи

нием прямоугольников на каждом интервале с высотой, равной частоте интервала.

Представим приведенный выше ряд прочности пряжи гистограммой (рис. 2).

По второму способу при обработке интервалов принимают, что различные даты v , попавшие при ширине в тот или иной интервал, в среднем дают дату, равную середине интервала. Поэтому ряд можно графически представить многоугольником распределения (или полигоном): в середине каждого интервала, в масштабе строят ординату, равную соответствующей частоте, а верхние концы ординат соединяют прямыми. Крайние вершины многоугольника соединяют с серединами соседних интервалов, для которых нет дат.

На рис. 3 представлен многоугольник распределения прочности пряжи по примеру 4.

Задачи

7. Для определения прочности партии пряжи, сработанной из перегонной ровницы № 1,4, были отобраны в случайном порядке 40 нитей ($n=40$ дат). Испытания дали следующие показания (в г):

v : 100, 197, 229, 120, 198, 231, 130, 199,
239, 140, 200, 201, 240, 150, 203, 241,
160, 210, 250, 161, 210, 260, 169, 211,
285, 170, 209, 171, 211, 189, 212, 180,
215, 181, 220, 188, 219, 189, 221, 190.

Построить многоугольник распределения и гистограмму.
Найти M , σ , S .

8. Для определения прочности партии пряжи № 2,2 были отобраны в случайном порядке 40 одиночных нитей ($n=40$ дат). Испытания дали следующие результаты (в г):

v : 130, 140, 149, 151, 159, 177, 177, 178, 180,
182, 189, 190, 190, 191, 189, 199, 200, 199,
208, 200, 203, 201, 201, 203, 210, 230, 211,
231, 210, 241, 209, 240, 218, 220, 190, 220,
180, 221, 220, 229.

Построить многоугольник распределения и гистограмму.
Найти M , σ и S .

Сравнить ряды по задачам 7 и 8.

9. Гребенная лента из смеси следующего состава: полугрубая шерсть 50%, штапельное волокно 50%, испытывалась по весу (вес 1 м ленты в г). Испытания дали следующие результаты:

v : 22,0; 20,5; 21,5; 20,5; 21,5; 21,0; 21,0;
22,0; 20,5; 23,0; 22,5; 22,5; 23,0; 21,5;
22,5; 23,0; 21,5; 22,0; 21,5; 22,0; 22,5;