**Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования
«Российский национальный исследовательский медицинский университет имени Н.И. Пирогова»
Министерства здравоохранения Российской Федерации**

Кафедра физики и математики педиатрического факультета

Жамбалова Баярма Арсалановна

Элементы математической статистики

Учебно-методическое пособие

**Москва
2018**

СОДЕРЖАНИЕ

Математическая статистика – *это наука о математических методах систематизации, обработки и использования статистических данных для решения научных и практических задач.*

Основные задачи математической статистики:

1. Создание методов сбора и группировки статистических данных, полученных в результате наблюдений или специально поставленных экспериментов.
2. Разработка методов анализа статистических данных для получения научных и практических выводов.

К методам анализа статистических данных относят методы оценки неизвестной функции распределения; методы оценки параметров распределения, вид которого известен; методы проверки статистических гипотез о величине параметров распределения, вид которого известен и другие.

1. Основные понятия математической статистики

1.1. Генеральная и выборочная совокупности

Пусть требуется изучить совокупность однородных объектов относительно некоторого качественного или количественного признака, характеризующего эти объекты. Например, измерить диаметр эритроцитов у здоровых людей зрелого возраста.

Можно провести сплошное обследование – изучают каждый из объектов совокупности. Однако, на практике такое обследование применяют сравнительно редко, так как оно связано с большими физическими, временными и материальными затратами, а иногда физически невозможно, потому что обследование объекта может привести к его уничтожению (например, проверка концентрации препарата в запаянных заводских ампулах). Тогда из всей совокупности *случайным образом* отбирают ограниченное число объектов и подвергают их изучению.

Итак, *вся совокупность однородных объектов, обладающих некоторым признаком, интересующим исследователя, называется* ***генеральной совокупностью***.

Совокупность объектов, случайно отобранных из генеральной совокупности для исследования, называется ***выборочной совокупностью или выборкой.***

При составлении выборки можно воспользоваться двумя способами: после того, как объект был отобран и обследован, он может быть возвращен либо не возвращен в генеральную совокупность. Соответственно выборки различают *повторные и бесповторные.*

Повторной называют выборку, при составлении которой отобранный объект после исследования (перед отбором следующего) возвращается в генеральную совокупность.

Бесповторной называют выборку, при составлении которой отобранный объект после исследования в генеральную совокупность не возвращается.

Для проведения статистического анализа данных обычно используют бесповторную выборку.

Выборочная совокупность позволяет оценить интересующий признак генеральной совокупности и обладает определенными свойствами:

1) она должна быть ***репрезентативной*** (представительной), т.е. выборка должна правильно представлять свойства и пропорции генеральной совокупности;

2) выборка должна быть ***случайной*** (и только тогда она будет репрезентативной), т.е. каждый объект выборки отобран случайно из генеральной совокупности и все объекты имеют одинаковую вероятность попасть в выборку.

Число объектов совокупности называется ***объемом*** *совокупности.* Например, если из генеральной совокупности для обследования случайным образом отобрано 5000 человек, то объем выборочной совокупности ***n*** равен

5000. Для генеральной совокупности существует теоретическое допущение о бесконечности ее объема. Но часто генеральная совокупность содержит конечное число объектов $\boldsymbol{N}$. Так, для исследования диаметра эритроцитов у здоровых людей зрелого возраста формирование истинно случайной выборки должно происходить из учета всех здоровых людей зрелого возраста нашей планеты. Однако на практике, исходя из вышеизложенного, выборка оказывается репрезентативной к конкретной исследуемой популяции – здоровым людям зрелого возраста отдельно взятого региона.

1.2. Способы представления статистических данных. Статистические распределения выборки

Пусть из генеральной совокупности извлечена выборка, причем x_1 наблюдалось m_1 раз, x_2 – m_2 раза, x_i – m_i раз, x_k – m_k раз. Здесь $\boldsymbol{x_i}$ – это *наблюдаемое значение признака* или ***варианта***, $\boldsymbol{m_i}$ – *число наблюдений варианты* или ***частота***.

Сумма всех частот равна объёму выборки:

$$\sum_{i=1}^{k} m_i = n \qquad (1)$$

Отношение частоты к объёму выборки называют ***относительной частотой*** $\boldsymbol{p_i^*}$**:**

$$p_i^* = \frac{m_i}{n} \qquad (2)$$

Сумма всех относительных частот равна единице:

$$\sum_{i=1}^{k} p_i^* = 1 \qquad (3)$$

Элементы, включенные в выборку, могут быть представлены несколькими способами.

Если полученные в ходе наблюдения или эксперимента значения признака записывают в последовательности измерений, то получают ***простой статистический ряд***. Например, диаметр эритроцитов (мкм) в ходе измерения:

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

Такой ряд неудобен для анализа, поэтому варианты можно записать в порядке возрастания, тогда получают ***вариационный ряд:***

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

Количество элементов вариационного ряда может быть достаточно велико. Для удобства работы с данными их представляют в виде *статистического распределения*. Различают два вида статистического распределения: *дискретное и интервальное.*

1.2.1. Дискретное статистическое распределение

Дискретным (точечным) статистическим распределением называется перечень вариант и соответствующих им частот или относительных частот.

Пример.

Представить данные в виде дискретного статистического распределения:

7,0; 6,7; 8,2; 6,3; 8,9; 7,0; 6,9; 7,8; 7,0; 6,2, 7,5; 7,0; 7,8; 6,9; 7,5; 8,4; 6,9 **(n=17)**

Решение:

1. Представляем данные в виде вариационного ряда:

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

2. Представляем данные в виде дискретного статического распределения:

X	6,2	6,3	6,7	6,9	7,0	7,5	7,8	8,2	8,4	8,9
$\mathbf{m_i}$	1	1	1	3	4	2	2	1	1	1
$\mathbf{p_i^*}$	1/17	1/17	1/17	3/17	4/17	2/17	2/17	1/17	1/17	1/17

3. Проверяем правильность составления распределения: сумма всех частот должна быть равна объему данной выборки, сумма относительных частот – единице.

1.2.2. Интервальное статистическое распределение

Статистическое распределение, заданное в виде последовательности интервалов и соответствующих им частот m_i встречаемости вариант в интервале, называется ***интервальным (непрерывным) статистическим распределением.*** *Частота m_i встречаемости вариант в интервале равна сумме частот вариант, попавших в этот интервал.*

Для представления данных в виде интервального статистического распределения необходимо определить количество интервалов. Количество интервалов зависит от объема выборки.

Количество интервалов K можно рассчитать оценочно с помощью формулы Старджеса:

$$\mathbf{K = 1 + 3,3\lg n} \qquad (\mathbf{4})$$

где n – объем выборки.

Далее находят ширину интервала a:

$$\boldsymbol{a = \frac{\Delta x}{K}} \qquad (\mathbf{5})$$

где Δx – размах распределения, равный разнице между максимальной и минимальной вариантами $\Delta x = x_{max} - x_{min}$; К – количество интервалов.

Используя данные рассматриваемого примера, представим их в виде интервального статистического распределения:

1. Рассчитываем количество интервалов К = 1+3,3lg17 = 1+3,3·1,23 = 5.

   Количество интервалов равно целому числу.

2. Находим ширину интервала:

$$a = \frac{\Delta x}{K} = \frac{8,9 - 6,2}{5} = 0,54$$

При этом для исключения потери данных, ширину интервала округляем в сторону увеличения и принимаем её равной 0,6.

3. Представляем данные в виде интервального статистического распределения:

Интервалы	[6,2–6,8)	[6,8–7,4)	[7,4–8.0)	[8,0–8,6)	[8,6–9,2]
m_i	3	7	4	2	1
p_i^*	3/17	7/17	4/17	2/17	1/17

Элементы выборки, являющиеся границей между двумя соседними интервалами, относят к предыдущему или последующему интервалу для того, чтобы учесть частоту появления данной варианты один раз.

1.2.3. Графическое представление статистических распределений

Дискретное статистическое распределение графически можно представить в виде *полигона частот (относительных частот)*.

Полигоном частот называют ломаную, отрезки которой соединяют точки $(x_1; m_1)$, $(x_2; m_2)$,…, $(x_к; m_к)$.

Для построения полигона частот на оси абсцисс откладывают варианты x_i, а на оси ординат – соответствующие им частоты m_i. Точки с координатами $(x_i; m_i)$ соединяют отрезками прямых и получают полигон частот.

Используя данные рассматриваемого примера, построим полигон частот (рис.1):

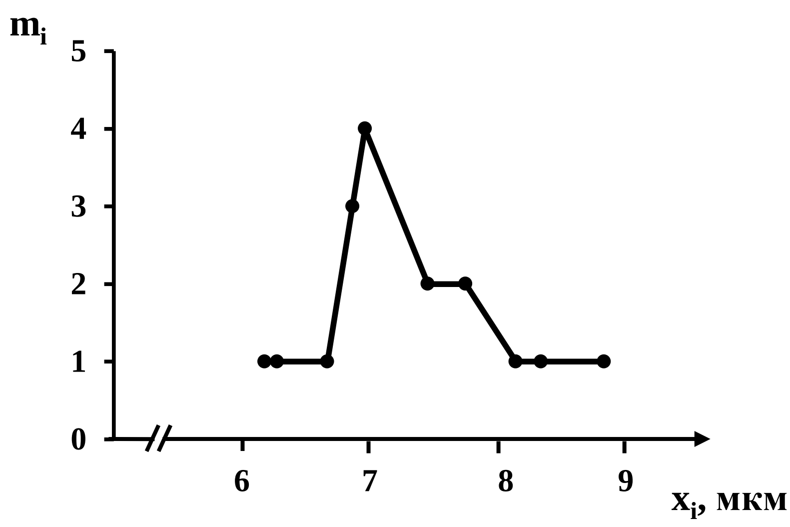

Рис.1. Полигон частот

Для построения полигона относительных частот на оси абсцисс откладывают варианты x_i, а на оси ординат – соответствующие им относительные частоты p_i^*.

Интервальное статистическое распределение графически представляют в виде *гистограммы.*

Гистограммой называют совокупность смежных прямоугольников, расположенных на одной прямой, основания которых одинаковы и равны ширине интервала, а высоты равны отношению частоты или относительной частоты к ширине интервала. Отношение $\boldsymbol{m_i/a}$ или $\boldsymbol{p_i^*/a}$ называют соответственно ***плотностью частоты*** или ***плотностью относительной частоты.***

Используя данные рассматриваемого примера, построим гистограмму (рис.2): на оси абсцисс откладываем интервалы и на них, как на основаниях, строим прямоугольники высотой $\boldsymbol{p_i^*/a}$. Ширина интервала ***a*** равна 0,6.

Интервалы	[6,2–6,8)	[6,8–7,4)	[7,4–8.0)	[8,0–8,6)	[8,6–9,2]
$\mathbf{m_i}$	3	7	4	2	1
$\mathbf{p_i^*}$	3/17	7/17	4/17	2/17	1/17
$\mathbf{p_i^*}/\boldsymbol{a}$	0,3	0,7	0,4	0,2	0,1

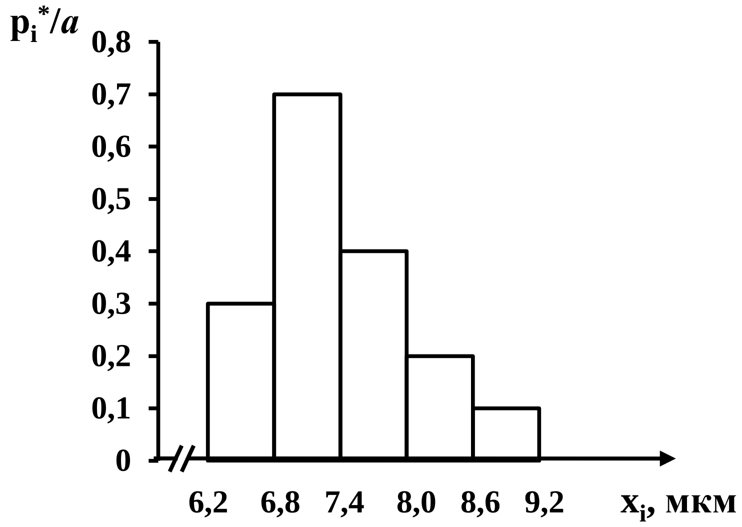

Рис. 2. Гистограмма

Площадь i-го прямоугольника равна $\mathbf{ap_i^*/a=p_i^*}$ – относительной частоте i-го интервала; следовательно, *площадь гистограммы равна сумме относительных частот, т.е. единице:*

$$\sum_{i=1}^{k} p_i^* = 1 \qquad (6)$$

2. Числовые характеристики статистических рядов

К числовым характеристикам статистических рядов относят моду, медиану, выборочную среднюю, выборочную дисперсию (для выборок с небольшим объемом – приведенную дисперсию) и среднее квадратическое отклонение (стандартное отклонение). Из них мода, медиана и выборочная средняя являются *характеристиками положения вариант в статистическом ряду*. Выборочная дисперсия (приведенная дисперсия) и среднее квадратическое отклонение являются *характеристиками рассеяния вариант вокруг среднего значения*.

2.1. Характеристики положения вариант в статистическом ряду

Мода – это варианта, которой соответствует наибольшая частота. Для *моды* вводится обозначение ***Мо***.

В рассматриваемом нами примере (см. вариационный ряд) ***мода*** равна 7,0, так как по определению этой варианте соответствует наибольшая частота. Статистический ряд может иметь не одну моду, а несколько.

Медиана – это варианта, которая расположена в центре вариационного ряда. Она делит вариационный ряд на две равные части. Для *медианы* вводится обозначение ***Ме***.

При нечетном числе вариант за медиану принимают центральную варианту, справа и слева от медианы находится одинаковое количество вариант:

$$Me = x_{\frac{n+1}{2}} \qquad (7)$$

где $\boldsymbol{n}$ – объем выборки.

При четном числе вариант за медиану принимают среднее значение из двух центральных вариант:

$$\boldsymbol{Me} = \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{2}}\left(x_{\frac{n}{2}} + x_{\frac{n+1}{2}}\right) \qquad (\mathbf{8})$$

Медиана в рассматриваемом примере равна:

$$\boldsymbol{Me} = 7{,}0$$

Выборочной средней $\overline{\boldsymbol{x}}_{\text{в}}$ ***называется величина, равная среднему арифметическому значению вариант.*** Рассчитывается по следующей формуле:

$$\overline{\boldsymbol{x}}_{\text{в}} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{k} x_i m_i}{n} \qquad (\mathbf{9})$$

Выборочная средняя в рассматриваемом примере равна:

$$\overline{\boldsymbol{x}}_{\text{в}} = \frac{[6,2+6,3+6,7+6,9\cdot 3+7,0\cdot 4+7,5\cdot 2+7,8\cdot 2+8,2+8,4+8.9]}{17} = 7,3$$

2.2. Характеристики рассеяния вариант вокруг среднего значения

Приведенная дисперсия s^2 для выборок с небольшим объемом (n<30) характеризует квадраты отклонения вариант от среднего значения и определяется по формуле:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x}_{\text{в}})^2}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^{k}(x_i - \overline{x}_{\text{в}})^2 m_i}{n-1} \qquad (\mathbf{10})$$

Приведенная дисперсия в рассматриваемом примере равна:

$$s^2 = \frac{[(6,2-7,3)^2 + (6,3-7,3)^2 + (6,7-7,3)^2 + (6,9-7,3)^2\cdot 3}{16} + \frac{(7,0-7,3)^2\cdot 4 + (7,5-7,3)^2\cdot 2 + (7,8-7,3)^2\cdot 2 + (8,2-7,3)^2}{16} + \frac{(8,4-7,3)^2 + (8,9-7,3)^2]}{16} = 0,53$$

Среднее квадратическое отклонение (стандартное отклонение) s равно квадратному корню из приведенной дисперсии:

$$s = \sqrt{s^2} \qquad (11)$$

Среднее квадратическое отклонение в рассматриваемом примере равно:

$$s = \sqrt{0,53} = 0,73$$

3. Оценка параметров генеральной совокупности по её выборке

Помимо описания массива экспериментальных данных, важной задачей математической статистики является оценка параметров генеральной совокупности по её выборке. Такого рода задачи часто решают при определении границ нормы какого–либо лабораторного показателя, например, количества эритроцитов у здоровых мужчин, количества эритроцитов у здоровых женщин, количества лейкоцитов у здоровых мужчин, количества лейкоцитов у здоровых женщин, уровня гемоглобина в крови, уровня сахара в крови и др.

Предположим, что генеральная совокупность подчиняется нормальному закону распределения, который полностью определен математическим ожиданием (средним значением) и средним квадратическим отклонением. Поэтому, если по выборке можно оценить, т.е. приближенно найти эти параметры, то будет решена одна из задач математической статистики – определение параметров большого массива по исследованию его части.

Предположим, что из генеральной совокупности производятся разные выборки; делают это так, чтобы вся генеральная совокупность сохранялась неизменной. Для определенности будем считать объемы этих выборок одинаковыми и равными $\boldsymbol{n}$. Их выборочные средние $\overline{x}_1, \overline{x}_2 \dots \overline{x}_i$ являются случайными величинами, которые распределены по нормальному закону, а их математическое ожидание равно математическому ожиданию генеральной совокупности, т.е. генеральной средней:

$$\overline{x}_{\text{г}} = M(\overline{x}_{\text{в}_i}) \qquad (12)$$

На практике иногда при достаточно большой выборке выборочную среднюю приближенно принимают за генеральную среднюю.

Для дисперсий положение получается иным. Математическое ожидание дисперсий различных выборок $\left[\boldsymbol{M}\left(\boldsymbol{D}_{\text{в}_i}\right)\right]$, составленных из генеральной совокупности, отличается от генеральной дисперсии:

$$\boldsymbol{D}_{\text{г}} = \frac{\boldsymbol{n}}{\boldsymbol{n}-\mathbf{1}}\boldsymbol{M}\left(\boldsymbol{D}_{\text{в}_i}\right) \qquad (\mathbf{13})$$

Для генерального среднего квадратического отклонения получаем соответственно:

$$\boldsymbol{\sigma}_{\text{г}} = \sqrt{\frac{\boldsymbol{n}}{\boldsymbol{n}-\mathbf{1}}\boldsymbol{M}\left(\boldsymbol{D}_{\text{в}_i}\right)} \qquad (\mathbf{14})$$

и

$$\boldsymbol{\sigma}_{\text{г}} \approx \sqrt{\boldsymbol{M}\left(\boldsymbol{D}_{\text{в}_i}\right)} \qquad (\mathbf{15})$$

На практике иногда при достаточно большой выборке выборочное среднее квадратическое отклонение принимают за генеральное среднее квадратическое отклонение.

Такого рода оценка параметров генеральной совокупности или каких–либо измерений определенными числами называется ***точечной оценкой***. Однако точечная оценка, особенно при малой выборке, может значительно отличаться от истинных параметров генеральной совокупности. Точечная оценка может быть справедлива для больших выборок. Для малых выборок пользуются ***интервальными оценками***.

При этом снова предполагаем, что статистическое распределение соответствует нормальному закону.

Интервальная оценка позволяет установить точность и надежность оценки.

Учитывая, что генеральная совокупность может содержать огромное число данных, на практике рассчитывают не само значение генеральной средней, а производят оценку интервала, в котором с заданной вероятностью находится истинное значение оцениваемого параметра (генеральной средней). ***Соответствующий интервал называют доверительным, а вероятность нахождения внутри этого интервала истинного значения оцениваемого параметра (генеральной средней) – доверительной вероятностью P.***

В медико-биологических исследованиях наиболее часто доверительную вероятность P задают равной 0,95; 0,99 или 0,999. Чем больше доверительная вероятность P, тем больше точность оценки доверительного интервала. Наряду с доверительной вероятностью используют связанную с ней величину **β=1–P**, которая называется *уровнем значимости.* ***Уровень значимости – это вероятность того, что истинное значение оцениваемого параметра находится за пределами доверительного интервала.***

Некоторые общие свойства интервальных оценок:

1. Чем ниже уровень значимости (чем больше доверительная вероятность), тем «шире» доверительный интервал.
2. Чем больше объем выборки, тем «уже» доверительный интервал с выбранным уровнем значимости.

Число, характеризующее точность оценки доверительного интервала ε с заданной доверительной вероятностью, рассчитывают по следующей формуле:

$$\boldsymbol{\varepsilon = t_{\text{ст}} \frac{s}{\sqrt{n}}} \qquad (\mathbf{16})$$

где $t_{ст}$ – коэффициент Стьюдента, который находят из соответствующей таблицы (таблица 1). Как видно из таблицы 1, коэффициент Стьюдента зависит от объема выборки n и заданной доверительной вероятности P. С увеличением доверительной вероятности коэффициент Стьюдента возрастает, а с увеличением объема выборки – уменьшается.

Итак, коэффициент Стьюдента есть функция объема выборки и доверительной вероятности $\boldsymbol{t_{\text{ст}} = f(n, P)}$.

Таблица 1

Коэффициенты Стьюдента

n	**P**												
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	0,95	0,98	0,99	0,999
2	0,16	0,33	0,51	0,73	1,00	1,38	2,0	3,1	6,3	12,7	31,8	63,7	636,6
3	14	29	45	62	0,82	1,06	1,3	1,9	2,9	4,3	7,0	9,9	31,6
4	14	28	42	58	77	0,98	1,3	1,6	2,4	3,2	4,5	5,8	12,9
5	13	27	41	57	74	94	1,2	1,5	2,1	2,8	3,7	4,6	8,6
6	13	27	41	56	73	92	1,2	1,5	2,0	2,6	3,4	4,0	6,9
7	13	27	40	55	72	90	1,1	1,4	1,9	2,4	3,1	3,7	6,0
8	13	26	40	55	71	90	1,1	1,4	1,9	2,4	3,0	3,5	5,0
9	13	26	40	54	71	90	1,1	1,4	1,9	2,3	2,9	3,4	5,0
10	13	26	40	54	70	88	1,1	1,4	1,9	2,3	2,8	3,3	4,8
11	13	26	40	54	70	88	1,1	1,4	1,8	2,2	2,8	3,2	4,6
12	13	26	40	54	70	87	1.1	1.4	1.8	2.2	2.7	3.1	4,5
13	13	26	40	54	70	87	1,1	1,4	1,8	2,2	2,7	3,1	4,3
14	13	26	39	54	69	87	1,1	1,4	1,8	2,2	2,7	3,0	4,2
15	13	26	39	54	69	87	1,1	1,3	1,8	2,1	2,6	3,0	4,1
16	13	26	39	54	69	87	1,1	1,3	1,8	2,1	2,6	2,9	4,0
17	13	26	39	54	69	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,6	2,9	4,0
18	13	26	39	53	69	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,6	2,9	4,0
19	13	26	39	53	69	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,6	2,9	3,9
20	13	26	39	53	69	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,5	2,9	3,9
21	13	26	39	53	69	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,5	2,8	3,8
22	13	26	39	53	69	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,5	2,8	3,8
23	13	26	39	53	69	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,5	2,8	3,8
24	13	26	39	53	69	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,5	2,8	3,8
25	13	26	39	53	69	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,5	2,8	3,7
26	13	26	39	53	68	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,5	2,8	3,7

27	13	26	39	53	68	86	1,1	1,3	1,7	2,1	2,5	2,8	3,7
28	13	26	39	53	68	86	1,1	1,3	1,7	2,0	2,5	2,8	3,7
29	13	26	39	53	68	86	1,1	1,3	1,7	2,0	2,5	2,8	3,7
30	13	26	39	53	68	85	1,1	1,3	1,7	2,0	2,5	2,8	3,7
40	13	26	39	53	68	85	1,1	1,3	1,7	2,0	2,4	2,7	3,6
60	13	25	39	53	68	85	1,1	1,3	1,7	2,0	2,4	2,7	3,5
120	13	25	39	53	68	85	1,1	1,3	1,7	2,0	2,4	2,6	3,4
∞	13	25	39	52	67	84	1,1	1,3	1,7	2,0	2,3	2,6	3,3

После расчета числа ε, характеризующего точность оценки доверительного интервала, указывают доверительный интервал, в котором с заданной вероятностью действительно заключено истинное значение оцениваемого параметра:

$$\boldsymbol{\bar{x}_{\text{в}} - \varepsilon < \bar{x}_{\text{г}} < \bar{x}_{\text{в}} + \varepsilon} \qquad (\mathbf{17})$$

Пример: для определения границ нормы диаметра эритроцитов у здоровых людей зрелого возраста в рассматриваемом выше примере достаточно задать доверительную вероятность P, равную 0,95. Объем выборки n равен 17. Из таблицы 1 находим значение коэффициента Стьюдента: $t_{\text{ст}}=2{,}1$. Среднее квадратическое отклонение s равно 0,73. Значения этих параметров подставляем в выражение для расчета числа **ε,** характеризующего точность оценки доверительного интервала:

$$\varepsilon = t_{\text{ст}} \frac{s}{\sqrt{n}} = 2{,}1 \frac{0{,}73}{\sqrt{17}} = 0{,}37$$

Далее определяем доверительный интервал:

$$7{,}30 - 0{,}37 < \bar{x}_{\text{г}} < 7{,}30 + 0{,}37$$

$$6{,}93 < \bar{x}_{\text{г}} < 7{,}67$$

Итак, с доверительной вероятностью 0,95 истинное значение измеряемой величины (диаметра эритроцитов у здоровых людей зрелого возраста) заключено в доверительном интервале от 6,93 до 7,67 мкм.

ЗАДАЧИ

Задание:

1) Представить данные в виде вариационного ряда;
2) Представить данные в виде дискретного статистического распределения;
3) Представить данные в виде интервального статистического распределения;
4) Построить полигон частот и гистограмму;
5) Рассчитать характеристики положения вариант в статистическом ряду;
6) Рассчитать характеристики рассеяния вариант вокруг среднего значения;
7) Произвести оценку параметров генеральной совокупности по её выборке. Доверительная вероятность равна 0,95.

Задача 1. Для оценки гипертиреоза у пациентов с диффузным токсическим зобом после медикаментозного лечения производными имидазола в сыворотке крови определяли содержание общего трийодтиронина (нмоль/л). Из генеральной совокупности, подчиняющейся нормальному закону распределения, извлечена выборочная совокупность:

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

Задача 2. При исследовании показателей оксидативного стресса у беременных женщин с урогенитальной инфекцией в I триместре гестации (8–10 неделя) наблюдалось достоверное увеличение функциональной активности фагоцитов (увеличение интенсивности люминол-зависимой хемилюминесценции, усл. ед.) цельной крови по сравнению со здоровыми небеременными женщинами. Из генеральной совокупности, подчиняющейся нормальному закону распределения, извлечена выборочная совокупность:

5,93; 7,54; 5,72; 7,91; 6,53; 8,14; 4,59; 7,91; 4,64; 5,72; 9,36; 6,53; 7,54; 11,12; 10,45; 7,54; 8,14; 9,72; 7,54; 5,93; 6,53; 7,91; 9,36; 10,75; 7,54.

Задача 3. У мужчин зрелого возраста с инсулинозависимым сахарным диабетом (сахарным диабетом I типа) после проведения инсулинотерапии и диетотерапии определяли уровень глюкозы в крови (ммоль/л). Из генеральной совокупности, подчиняющейся нормальному закону распределения, извлечена выборочная совокупность:

3,35; 4,95; 3,84; 4,40; 3,84; 4,72; 4,30; 3,30; 3,56; 4,30; 5,50; 4,30; 4,40; 3,84; 4,30; 4,72; 4,30.

Задача 4. У здоровых женщин зрелого возраста измеряли скорость оседания эритроцитов крови (мм/ч). Из генеральной совокупности, подчиняющейся нормальному закону распределения, извлечена выборочная совокупность:

13; 10; 8; 11; 14; 6; 12; 11; 5; 10; 13; 9; 12; 11; 8; 12; 7; 10; 15; 9; 11; 10; 14; 11; 9; 11; 15.