МИНИСТЕРСТВО НАУКИ И ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ
РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ
федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение
высшего образования
«Курганский государственный университет»

Кафедра «Автоматизация производственных процессов»

МЕТРОЛОГИЯ

Методические указания
к выполнению практических занятий
для студентов направления 27.03.01

Курган 2022

Кафедра: «Автоматизация производственных процессов».

Дисциплина: «Метрология» (направление 27.03.01 «Стандартизация и метрология»).

Составил: канд. техн. наук, доцент В. Е. Овсянников.

Печатается в соответствии с планом издания, утвержденным методическим советом университета «16» декабря 2021 г.

Утверждены на заседании кафедры «14» июня 2022 г.

СОДЕРЖАНИЕ

ВВЕДЕНИЕ

Практические занятия по дисциплине «Метрология» учат студентов применять знания для решения практических задач. При выполнении заданий студент должен использовать знания по основам взаимозаменяемости, стандартизации, методам и средствам измерений, контроля и испытаний. Студент в процессе выполнения заданий должен научиться пользоваться необходимой справочной и нормативно-технической литературой, обоснованно назначать метод и схему измерений, правильно применять необходимые средства измерений.

1 ОБРАБОТКА РЕЗУЛЬТАТОВ ОДНОКРАТНЫХ ИЗМЕРЕНИЙ

Необходимым условием проведения однократного измерения служит наличие априорной информации. К ней относится информация, например, о виде закона распределения верности показания и мере его рассеяния, которая извлекается из опыта предшествующих измерений или определяется эмпирически. Если ее нет, то используется информация о том, насколько значение измеренной величины может отличаться от результатов однократного измерения. Такая информация обычно представляется классом точности средства измерения.

К априорной относится информация о значении аддитивной или мультипликативной поправки Θj. Если значение поправки неизвестно, то создается ситуационная модель, согласно которой с одинаковой вероятностью значение поправки может быть в любых пределах $\Theta min… \Theta max$.

В ходе анализа априорной информации выясняется физическая сущность изучаемого явления, уточняется его модель, определяются влияющие факторы и меры, направленные на уменьшение их влияния. После этого выбирается средство измерения, изучаются его метрологические характеристики. Важным итогом предварительной работы должна быть уверенность в том, что точность однократного измерения достаточна для решения измерительной задачи. Если это условие выполняется, то после необходимых приготовлений, выполняются процедуры однократного контроля.

Результатом измерения является случайное число. Поэтому уже на этапе получения отсчета возникает дефицит измерительной информации, который может быть восполнен только за счет априорных сведений.

Неопределенность результата измерения обусловлена двумя причинами:

1) случайным характером отсчета;
2) дефицитом измерительной информации.

Случайный характер отсчета учитывает его вероятность в соответствии с определенным законом распределения вероятности. Обычно на отсчет влияет множество независимых факторов, вклад каждого из которых незначителен по сравнению с суммарным действием всех остальных. Поэтому плотность распределения вероятности случайной величины в таком случае подчиняется нормальному закону. В качестве неопределенности отсчета может использоваться среднее квадратичное отклонение распределения. Половина участка шкалы, неопределенность положения отсчета на котором равна энтропии, рассчитывается по зависимости:

$$\Delta=2.07*\sigma_x, \tag{1}$$

где Δ – половина интервала неопределенности;

σ_x – среднее квадратичное отклонение распределения отсчета.

Таким образом, введение интервала неопределенности эквивалентно выбору доверительного интервала при соответствующей доверительной вероятности. Мерой неопределенности результата измерения может быть композиция двух законов распределения и аналог среднего квадратичного отклонения (СКО):

$$U_Q=/\sigma_x^2+U_0^2, \tag{2}$$

где U_Q – аналог СКО при равномерности плотности распределения вероятности результатов измерения.

Можно считать, что среднее значение композиции законов распределения, равное значению измеряемой величины, не отличается от результата однократного измерения больше, чем на величину аналога доверительного интервала измерения:

$$\epsilon=K*U_0, \tag{3}$$

где K=2,0 3,0 – устанавливается нормами законодательной метрологии.

Единственное значение отсчета X дает единственное значение показания Q; средства измерения имеют ту же размерность, что и измеряемая величина. В это значение показания вносится поправка Θ. Если аддитивная поправка представляет собой постоянную величину, значение которой Θ известно точно, то результат измерения Q, будет представлен единственным значением:

$$Q_i=X_j+0_i \tag{4}$$

Конечными данными однократных измерений являются результат измерения и возможности отклонения результата от значения измеряемой величины – ϵ (половина доверительного интервала).

Указанные пределы, в которых находится значение измеряемой величины:

$$Q_i-\epsilon<Q<Q_i+\epsilon \qquad (5)$$

1.1 Пример для измерения штангенциркулем

Дано: 8,9 мм – результат измерения штангенциркулем;

0,05 мм – цена деления шкалы, принята в качестве интервала неопределенности;

Δ= 0,025 мм – половина интервала неопределённости;

Q = 0,05 мм – нормируемая погрешность штангенциркуля.

Находим среднее квадратичное отклонение распределения отсчета:

$$\sigma_x = \frac{\Delta}{2{,}07} = \frac{0{,}025}{2{,}07} = 0{,}012$$

Находим аналог среднего квадратичного отклонения:

$$U_\sigma = \frac{(Q_{\max} - Q_{\min})}{\sqrt{12}}$$

$$U_\sigma = \frac{0{,}05}{\sqrt{12}} = 0{,}0144$$

Стандартизованная длина половины доверительного интервала:

$$Q{=}U_\sigma \cdot \sqrt{3} = 0{,}0144 \cdot 1{,}74 = 0{,}0251$$

Аналог композиционного среднего квадратичного отклонения:

$$U_0 = \sqrt{\sigma_x^2 + U_\sigma^2} = \sqrt{0{,}012^2 + 0{,}0144^2} = 0{,}0173$$

Величина аналога доверительного интервала:

$$\in = K \cdot U_0$$

$$\in = 2{,}5 \cdot 0{,}0173 = 0{,}0433$$

Внесение в показания поправки:

$$Q_i = X_i + \Theta_i$$

$$Q_i = 8{,}9 + 0{,}0173 = 8{,}9173$$

$$Q_i - \epsilon \le Q \le Q_i + \epsilon$$

$$8{,}9173 - 0{,}0433 \le Q \le 8{,}9173 + 0{,}0433$$

Интервал, в котором находится истинное значение измеряемой величины методом однократных измерений:

$$8.874 \le Q \le 8.9606$$

1.2 Пример для измерения микрометром

Дано: 2,65 мм – результат измерения микрометром гладким;
0,01 мм – цена деления принята в качестве интервала неопределенности;
Δ=0,005 мм – половина интервала неопределённости;
Q = 0,005 мм – нормируемая погрешность гладкого микрометра.

Находим среднее квадратичное отклонение распределения отсчета:

$$\sigma_x = \Delta/2{,}07 = 0{,}0024$$

Находим аналог среднего квадратичного отклонения:

$$U_\sigma = \frac{(Q_{\max} - Q_{\min})}{\sqrt{12}} = \frac{0{,}005}{3{,}46} = 0{,}00144$$

Стандартизованная длина половины доверительного интервала:

$$Q = U_\sigma \cdot \sqrt{3} = 0{,}00144 \cdot 1{,}73 = 0{,}0025$$

Аналог композиционного среднего квадратичного отклонения:

$$U_0 = \sqrt{\sigma_x^2 + U_\sigma^2} = \sqrt{0{,}0024^2 + 0{,}00144^2} = 0{,}0028$$

Величина аналога доверительного интервала:

$$\in = K \cdot U_0$$
$$\in = 2{,}5 \cdot 0{,}0028 = 0{,}007$$

Внесение в показания поправки:

$$Q_i = X_i + \Theta_i$$
$$Q_i = 8{,}91 + 0{,}0028 = 8{,}9128$$
$$Q_i - \epsilon \le Q \le Q_i + \epsilon$$
$$8{,}9128 - 0{,}007 \le Q \le 8{,}9128 + 0{,}007$$

Интервал, в котором находится истинное значение измеряемой величины методом однократных измерений:

$$8.9058 \le Q \le 8{,}9198$$

2 ОБРАБОТКА РЕЗУЛЬТАТОВ МНОГОКРАТНЫХ ИЗМЕРЕНИЙ

При практическом использовании тех или иных измерений важно оценить их точность. Термин «точность измерений», то есть степень приближения результатов измерения к некоторому действительному значению, не имеет строгого определения и используется для качественного сравнения измерительных операций. Для количественной оценки используется понятие «погрешность измерений» (чем меньше погрешность, тем выше точность). Оценка погрешности измерений – одно из важных мероприятий по обеспечению единства измерений.

Количество факторов, влияющих на точность измерения, достаточно велико, и любая классификация погрешностей измерения в известной мере условна, так как различные погрешности, в зависимости от условий измерительного процесса, проявляются в различных группах [1; 2]. Поэтому для практических целей достаточно рассмотреть случайные и систематические составляющие обшей погрешности, выраженные в абсолютных и относительных единицах.

Погрешность измерения ($\Delta_{изм}$) – это отклонение результата измерения X от истинного (действительного) $X_И$ ($X_Д$) значения измеряемой величины:

$$\Delta_{ИЗМ} = X - X_Д \qquad (6)$$

В зависимости от формы выражения различают абсолютную, относительную и приведенную погрешность измерения.

Абсолютная погрешность определяется как разница $\Delta = X - X_И$ или $\Delta = X - X_Д$, а относительная – как отклонение:

$$\delta = \pm \frac{\Delta}{X} \cdot 100\% \text{ или } \delta = \pm \frac{\Delta}{X_Д} \cdot 100\% \tag{7}$$

Приведенная погрешность: $\gamma = \pm \frac{\Delta}{X_N}$, где X_N – нормированное значение величины. Например, $X_N = X_{MAX}$, где X_{MAX} – максимальное значение измеряемой величины.

В качестве истинного значения при многократных измерениях выступает среднее арифметическое ($\overline{X}$):

$$X_И \approx \overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i \tag{8}$$

Величина (X), полученная в одной серии измерений, является случайным приближением к $X_И$. Для оценки ее возможных отклонений от $X_И$ определяются опытное среднеквадратическое отклонение (СКО):

$$\sigma_X = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{n(n-1)}} \tag{9}$$

Для оценки рассеяния отдельных результатов X_i измерения относительно среднего $\overline{X}$ определяют:

СКО: $\sigma_X = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{(n-1)}}$ при n≥20

или (10)

СКО: $\sigma_X = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2}{n(n-1)}}$ при n<20

2.1 Пример обработки результатов многократных измерений

В качестве исходных данных задан следующий массив результатов измерений:

10.2; 10.25; 10.2; 10.18; 10.11; 10.22; 10.13; 10.18; 10.2; 10.24

Вычисляем среднее арифметическое:

$$X_И \approx \overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i = \frac{1}{10}(10.2 + 10.25 + 10.2 + 10.18 + 10.11 + 10.22 +$$
$$+ 10.13 + 10.18 + 10.2 + 10.24) = 10.191$$

Вычисляем $(X_i - \overline{X})^2$:

$(10.2\text{-}10.191)^2=8.1\cdot10^{-5}$
$(10.25\text{-}10.191)^2=3.481\cdot10^{-3}$
$(10.2\text{-}10.191)^2=8.1\cdot10^{-5}$
$(10.18\text{-}10.191)^2=1.21\cdot10^{-4}$
$(10.11\text{-}10.191)^2=6.561\cdot10^{-3}$
$(10.22\text{-}10.191)^2=8.41\cdot10^{-4}$
$(10.13\text{-}10.191)^2=3.721\cdot10^{-3}$
$(10.18\text{-}10.191)^2=1.21\cdot10^{-4}$
$(10.2\text{-}10.191)^2=8.1\cdot10^{-5}$
$(10.24\text{-}10.191)^2=2.401\cdot10^{-3}$

Вычисляем $\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2$:

$8.1\cdot10^{-5}+3.481\cdot10^{-3}+8.1\cdot10^{-5}+1.21\cdot10^{-4}+6.561\cdot10^{-3}+8.41\cdot10^{-4}+$
$+3.721\cdot10^{-3}+1.21\cdot10^{-4}+8.1\cdot10^{-5}+2.401\cdot10^{-3}=0.017$

Вычисляем среднеквадратическое отклонение:

$$\sigma_X = \sqrt{\frac{0.017}{10(10-1)}} = 0.014$$

Результат измерения: 10.191±0.014.

3 ОТСЕВ ГРУБЫХ ОШИБОК ИЗМЕРЕНИЯ

Массив исходных данных формируется посредством прибавления номера варианта к исходным данным, приведенным в таблице 1.

Таблица 1 – Исходные данные

X1	X2	Y
800+№	772.5+№	257.5+№
942.5+№	847.5+№	282.5+№
972.5+№	945+№	315+№
1025+№	1050+№	350+№
665+№	525+№	175+№
1077.5+№	900+№	300+№
1107.5+№	1215+№	405+№
830+№	825+№	275+№
1017+№	967+№	322+№
1175+№	1207.5+№	402+№
440+№	1125+№	425+№
1287+№	1275+№	335+№
980+№	1005+№	365+№
1077.5+№	1095+№	442+№
1235+№	1327.5+№	475+№
1415+№	1425+№	320+№
1055+№	960+№	380+№
1167.5+№	1140+№	237.5+№
927.5+№	712.5+№	325+№
1182.5+№	975+№	437.5+№
1317.5+№	1312.5+№	247.5+№
905+№	697.5+№	232.5+№
717.5+№	1117.5+№	372.5+№
1205+№	975+№	325+№
1077.5+№	922.5+№	307.5+№
777.5+№	600+№	200+№
1047.5+№	937.5+№	312.5+№
1212.5+№	1027.5+№	342.5+№
1415+№	375+№	325+№
1152.5+№	975+№	290+№
845+№	870+№	387.5+№

В таблице 1 «№» – это номер варианта.

Исходные данные оформляются в виде текстовых документов формата txt в программе блокнот (рисунок 1).

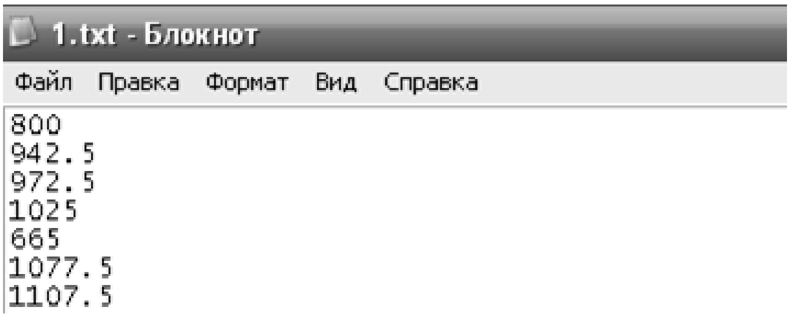

Рисунок 1 – Формат исходных данных

Считывание исходных данных осуществляется при помощи встроенного компонента MathCAD «Импорт данных» (Data import wizard). Процесс считывания исходных данных представлен на рисунках 2 и 3:

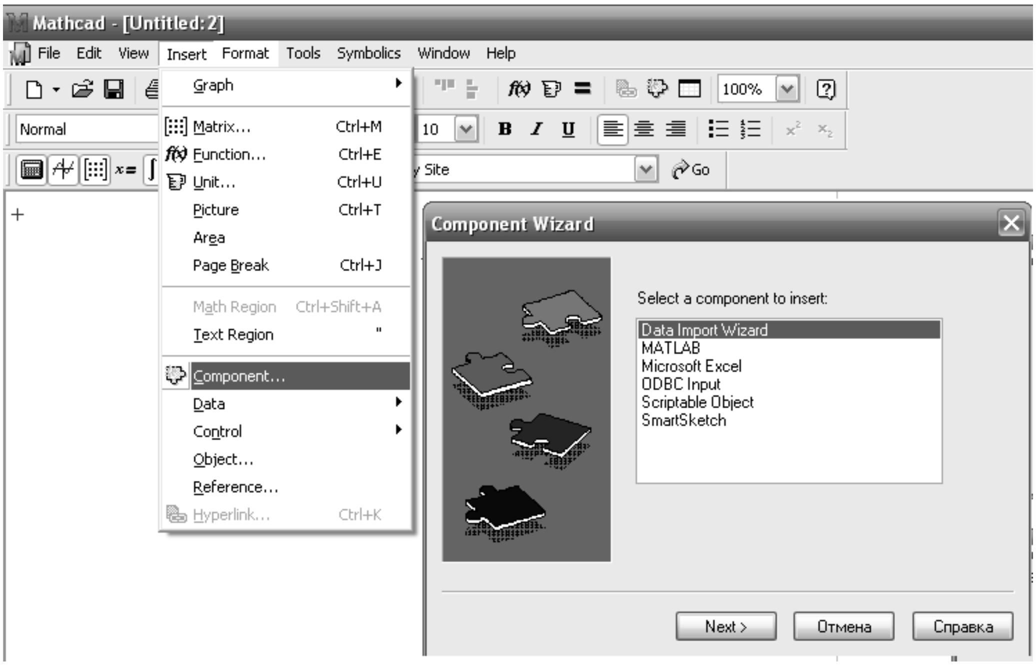

Рисунок 2 – Вставка компонента в документ MathCAD

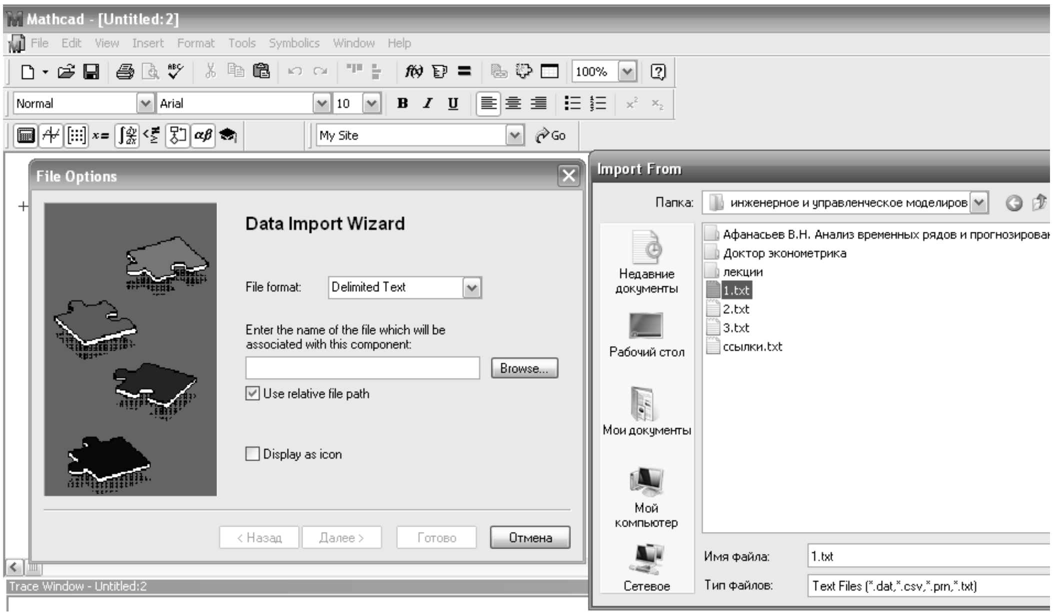

Рисунок 3 – Считывание данных

Отсев грубых ошибок базируется на том, что критические значения максимального относительного отклонения $\tau = \dfrac{|x_* - \bar{x}|}{s}$ выражаются через квантили распределения Стьюдента с $n-2$ степенями свободы:

$$\tau_{1-\alpha,n} = \frac{t_{1-\alpha,n-2}\sqrt{n-1}}{\sqrt{n-2+t_{1-\alpha,n-2}^2}}$$

при значениях $\alpha = 0.05$ и $\alpha = 0.001$.

Этими значениями вся область изменения τ разбивается на три интервала:

1) $-\infty < \tau \le \tau_1$;

2) $\tau_1 < \tau < \tau_2$;

3) $\tau_2 \le \tau < +\infty$.

Данные, попавшие в первый интервал, не подлежат отсеву. Наблюдения, попавшие во второй интервал, можно исключить, если имеются какие-либо дополнительные соображения в пользу их ошибочности. Наконец, наблюдения, попавшие в третий интервал, всегда отбрасываются как грубо ошибочные.

Проверка нормальности распределения осуществляется по результатам вычисления коэффициентов асимметрии, эксцесса и их дисперсий:

$$\widehat{A}=\frac{\widehat{\mu}_3}{s^3}\approx\frac{1}{s^3 n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^3, \qquad \widehat{E}=\frac{\widehat{\mu}_4}{s^4}\approx\frac{1}{s^4 n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^4-3,$$

$$D(A)=\frac{6(n-2)}{(n+1)(n+3)}, \qquad D(E)=\frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}.$$

Если вычисленные коэффициенты удовлетворяют условию:

$$\left|\widehat{A}\right|\le 3\sqrt{D(\widehat{A})} \qquad \left|\widehat{E}\right|\le 5\sqrt{D(\widehat{E})},$$

то гипотеза о нормальности наблюдаемого распределения принимается, в противном случае гипотеза отклоняется.

Если выборка достаточно велика, применяются иные критерии согласия, наиболее надежным и универсальным из которых является критерий Пирсона χ^2. Применяя данный критерий, необходимо выполнить следующие действия.

Область возможных значений случайной величины $(-\infty,+\infty)$ разбивается на конечное число ($m\approx 8\div 20$) непересекающихся интервалов:

$$(-\infty, x_2),(x_2, x_3),(x_3, x_4),\ldots,(x_m,+\infty)$$

Для каждого интервала (x_{i-1}, x_i) подсчитывается число n_i элементов выборки, попавших в данный интервал.

Вычисляется теоретическая вероятность p_i попадания в i-й интервал при нормальном законе распределения вероятностей

$$p_i\equiv P(x_{i-1}<X<x_i)=\Phi_0\left(\frac{x_i-\overline{x}}{s}\right)-\Phi_0\left(\frac{x_{i-1}-\overline{x}}{s}\right),$$

где $\Phi_0(x)$ – функция Лапласа.

Проверяется выполнение условия $np_i\ge 5$ для всех интервалов; интервалы, для которых это условие не выполнено, объединяются с соседними интервалами.

Вычисляется сумма

$$\chi^2=\sum_{i=1}^{k}\frac{(n_i-np_i)^2}{np_i},$$

имеющая приближенно χ^2– распределение с $k-3$ степенями свободы.

При заданной доверительной вероятности $p = 1-\alpha$ (α – уровень значимости) и числе степеней свободы $k-3$ вычисляется (или находится по таблицам) критическое значение критерия $\chi^2_{p,k-3}$. Если $\chi^2 < \chi^2_{p,k-3}$, то эмпирическое распределение считается нормальным.

Пример выполнения в среде MathCAD

Считывание исходных данных из файла на жестком диске.

X :=

	0
0	800
1	942.5
2	972.5
3	$1.025 \cdot 10^3$
4	665
5	$1.077 \cdot 10^3$

$n := \text{rows}(X) \qquad n = 31$

Исключение грубых погрешностей.

Выборочное среднее, дисперсия и стандартное отклонение:

$$Mx := \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=0}^{n-1} X_i \qquad s2 := \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=0}^{n-1} \left(X_i - Mx\right)^2 \qquad s := \sqrt{s2}$$

$$Mx = 1.034 \times 10^3 \qquad s2 = 4.841 \times 10^4 \qquad s = 220.014$$

Графическое изображение элементов выборки, среднего и пределов «три» сигма (рисунок 4):

$$i := 0..n-1 \qquad msig3 := Mx - 3 \cdot s \qquad psig3 := Mx + 3 \cdot s$$

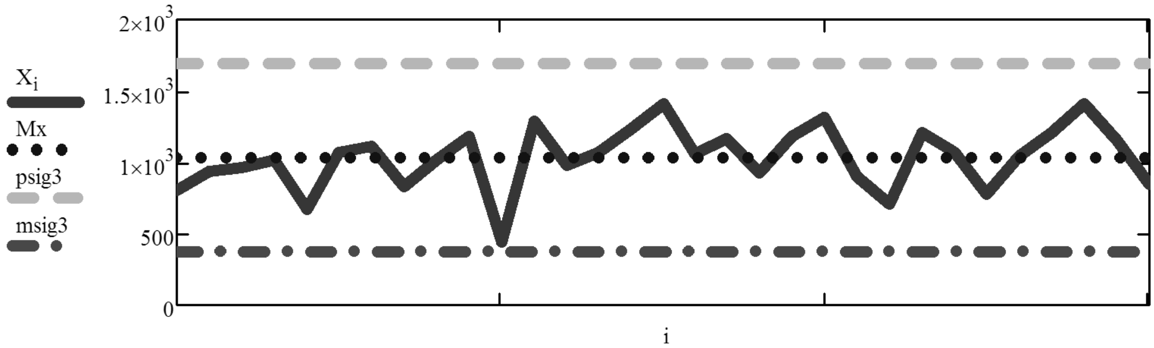

Рисунок 4 – Графическое представление элементов выборки

Сортировка выборки и повторное графическое изображение (рисунок 5):

$X := \mathrm{sort}(X)$ $\quad Xmax := \max(X)$ $\quad Xmin := \min(X)$ $\quad |Xmax - Mx| = 381.081$

$Xmax = 1.415\times 10^3$ $\quad Xmin = 440$ $\quad |Xmax - Mx| = 381.081$

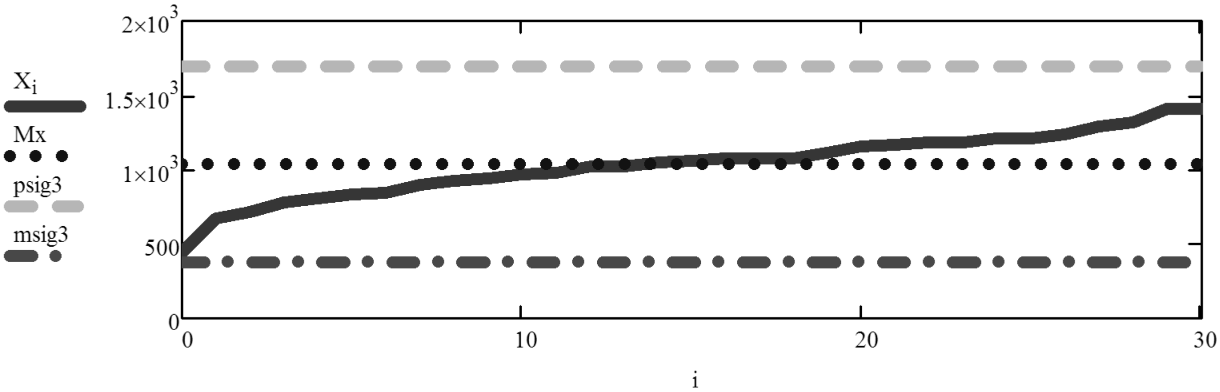

Рисунок 5 – Графическое представление сортированной выборки

При проверке выясняем, является ли минимум выборки грубой ошибкой:

Максимальное относительное отклонение: $\tau := \frac{|Xmin - Mx|}{s}$ $\quad \tau = 2.699$

Уровень значимости: $\alpha := 0.05$

$t := qt(1-\alpha, n-2)$ $\quad t = 1.699$ $\quad t1 := \frac{t\cdot\sqrt{n-1}}{\sqrt{n-2+t^2}}$ $\quad t1 = 1.648$

Уровень значимости: $\alpha := 0.001$

$t := qt(1-\alpha, n-2)$ $\quad t = 3.396$ $\quad t2 := \frac{t\cdot\sqrt{n-1}}{\sqrt{n-2+t^2}}$ $\quad t2 = 2.922$

Так как τ<τ2, минимальный элемент выборки не является грубой ошибкой, поэтому его удалять не нужно.

Проверка нормальности распределения выборки с использованием асимметрии и эксцесса:

$A := \mathrm{skew}(X)$ $\quad A = -0.54$ $\quad E := \mathrm{kurt}(X)$ $\quad E = 0.524$

$DA := \frac{6\cdot(n-2)}{(n+1)\cdot(n+3)}$ $\quad DE := \frac{24 n\cdot(n-2)\cdot(n-3)}{(n+1)^2\cdot(n+3)\cdot(n+5)}$

$3\cdot\sqrt{DA} = 1.2$ $\quad 5\cdot\sqrt{DE} = 3.471$

Поскольку выполняются неравенства |A|<3sqrt(DA) и |E|<5sqrt(DE), то гипотеза о нормальности распределения выборки не отклоняется.

Проверка нормальности распределения с использованием критерия согласия Пирсона.

Область значений случайной величины разбиваем на 10 интервалов и определяем количество элементов, попавших в каждый интервал с вычислением вероятностей попадания значений в каждый интервал:

$m := 10 \qquad \Delta X := \dfrac{\text{ceil}(Xmax) - \text{floor}(Xmin)}{m} \qquad \Delta X = 97.5$

$i := 0..m+1 \qquad y_i := \text{floor}(Xmin) + \Delta X \cdot (i-1) \qquad X_0 := -\infty \;\; X_{m+1} := \infty$

$k := 0..m \qquad v := \text{hist}(y, X)$

$p_k := \text{pnorm}(y_{k+1}, Mx, s) - \text{pnorm}(y_k, Mx, s)$

Для проверки определяются суммы: $\sum_{i=0}^{m} p_i = 0.958 \quad \sum_{i=0}^{m} v_i = 29 \qquad pn := p \cdot n$

Вычисленные значения величин:

X =

	0
0	$-1 \cdot 10^{307}$
1	665
2	717.5
3	777.5
4	800
5	830
6	845
7	905
8	927.5
9	942.5
10	972.5

v =

	0
0	0
1	0
2	0
3	2
4	2
5	3
6	4
7	7
8	6
9	2
10	3

p =

	0
0	$2.635 \cdot 10^{-3}$
1	$8.553 \cdot 10^{-3}$
2	0.023
3	0.05
4	0.092
5	0.137
6	0.17
7	0.173
8	0.145
9	0.1
10	0.057

pn =

	0
0	0.082
1	0.265
2	0.709
3	1.564
4	2.841
5	4.256
6	5.255
7	5.349
8	4.488
9	3.104
10	1.77

Вычисляем сумму:

$$\chi 2 := \sum_{i=0}^{m} \frac{(v_i - pn_i)^2}{pn_i} \qquad \chi 2 = 4.365$$

Критическое значение критерия Хи-квадрат:

$\alpha := 0.05$ уровень значимости

$CR := \text{qchisq}(1-\alpha, m-3) \qquad CR = 14.067$

Так как вычисленное значение критерия Хи-квадрат меньше критического, то гипотеза о нормальности закона распределения принимается.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1 Якушев А. И. Взаимозаменяемость, стандартизация и технические измерения / А. И. Якушев, Д. И. Воронов, Н. М. Федотов. – Москва : Машиностроение, 1987. – 352 с.

2 Справочник контролера машиностроительного завода / под ред. А. И. Якушева. – Москва : Машиностроение, 1980. – 528 с.

3 Сергеев А. Г. Метрология / А. Г. Сергеев // Электронная энциклопедия студента. – Москва : Логос, 2004.

4 Сергеев А. Г. Метрология / А. Г. Сергеев, В. В. Крохин. – Москва : Логос, 2000. – 408 с.

5 Мосталыгин А. Г. Основы стандартизации, подтверждения соответствия (сертификации) и метрологии : учебное пособие / А. Г. Мосталыгин, Л. В. Мосталыгина, В. Е. Овсянников ; Министерство науки и высшего образования Российской Федерации, Курганский государственный университет. – Курган : Изд-во Курганского гос. ун-та, 2019. – 95 с.

6 Марфицын В. В. Расчет и проектирование контрольных приспособлений : учебное пособие // В. В. Марфицын, В. Е. Овсянников. – Курган : Изд-во Курганского гос. ун-та, 2012. – 56 с.

7 Марфицын В. В. Выбор и расчет средств контроля и измерений : учебное пособие // В. В. Марфицын, В. Е. Овсянников, У. С. Путилова, Н. А. Проскуряков. – Тюмень : Изд-во ТИУ, 2020. – 85 с.

Овсянников Виктор Евгеньевич

МЕТРОЛОГИЯ

Методические указания
к выполнению практических занятий
для студентов направления 27.03.01

Редактор Л. П. Чукомина

Библиотечно-издательский центр КГУ.
640020, г. Курган, ул. Советская, 63, стр. 4.
Курганский государственный университет.