

2. КОНТРОЛЬНАЯ РАБОТА НА ТЕМУ: «СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОБРАБОТКА РЕЗУЛЬТАТОВ ПРЯМЫХ ИЗМЕРЕНИЙ С МНОГОКРАТНЫМИ НЕЗАВИСИМЫМИ НАБЛЮДЕНИЯМИ»

Вариант № 8

6.4083, 6.3929, 6.4048, 6.3996, 6.3917, 6.3848, 6.4044, 6.4006, 6.4056,
6.3899,
6.3974, 6.4031, 6.4088, 6.3930, 6.4063, 6.3934, 6.4009, 6.4153, 6.3952,
6.4101,
6.3942, 6.3970, 6.4002, 6.3979, 6.4075, 6.4040, 6.3990, 6.4022, 6.3959,
6.3984,
6.3999, 6.4015, 6.4027, 6.4040, 6.4051, 6.3888, 6.4018.

2.2. Порядок выполнения контрольной работы

2.2.1. Задание

Номер варианта контрольной работы студент определяет по своему номеру в списке группы. В соответствии с номером варианта получает задание в виде выборки результатов отдельных наблюдений (см. Прил. А).

2.2.2. Алгоритм статистической обработки

При статистической *обработке результатов наблюдений* выполняют следующие операции.

- Исключение известных *систематических погрешностей* из результатов наблюдений.

Систематические погрешности исключают путем:

- ликвидации источников погрешностей до начала измерения;
- исключения погрешностей в процессе измерения способами замещения, компенсации погрешности по знаку, противопоставления, симметрических наблюдений;
- внесения вычисленных поправок в результат измерения.

Результат *наблюдений*, в который введены поправки с целью устранения систематических погрешностей, считается *исправленным*.

- Вычисление:

- а) *среднего арифметического (центра распределения погрешностей)* исправленных результатов наблюдений, принимаемого за *результат измерения*;

б) *оценки* среднеквадратического отклонения *результата наблюдения и измерения*;

в) *доверительных границ* случайной составляющей погрешности результата измерения (при этом проверяют гипотезу о том, что результаты наблюдений принадлежат *нормальному распределению*).

Оценка математического ожидания

Наиболее эффективной оценкой центра распределения погрешностей (математического ожидания) для распределения погрешностей, близких к нормальному закону, является среднее арифметическое \bar{x} .

Несмещённой, состоятельной, эффективной *оценкой* \bar{x} для генерального среднего m нормального распределения является выборочное среднее, определяемое по формуле [5. с. 17–24, с. 37–38]

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad (2)$$

где $x_1; x_2 \dots; x_n$ – значения случайной величины; n – число наблюдений.

Оценка среднеквадратического отклонения результата наблюдения

При значениях объёма выборок $n \geq 20$ несмещённую *оценку* S для среднеквадратического отклонения σ определяют по формуле

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}. \quad (3)$$

Оценка среднеквадратического отклонения результата измерения

Оценку среднеквадратического отклонения *результата измерения* $S(\bar{x})$ оценивают по формуле

$$S(\bar{x}) = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (4)$$

где $S(\bar{x})$ – оценка среднеквадратического отклонения результата измерения; \bar{x} – результат измерения (среднее арифметическое исправленных результатов наблюдений); x_i – i -й результат наблюдений.

Отбраковка грубых и аномальных результатов наблюдений

Отбраковка грубых и аномальных результатов проводится с целью исключения их из дальнейшей обработки. Если эти результаты не являются промахами, то необходимо подвергнуть результаты статистическому анализу.

Существуют различные критерии отбраковки. Наиболее часто употребляемый критерий основан на использовании значений интеграла вероятности

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^z \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt, \quad (5)$$

т.е. на предположении, что результаты измерений распределены по нормальному закону.

Порядок действий по этому критерию следующий [5, с. 22–23].

По формулам (2) и (3) определяют оценки математического ожидания x и среднеквадратического отклонения S ; для сомнительного результата x_c вычисляют величину

$$Z_c = \frac{|x_c - \bar{x}|}{S}, \quad (6)$$

по таблице интеграла вероятности (см. Прил. В, табл. 1) находят значение $\Phi(z_c)$, если величина $2\Phi(z_c)$ близка к единице, то результат считается грубым и может быть отброшен. После его исключения из выборки вычисления повторяются.

Частным случаем рассмотренного критерия является широко применяемое правило «трех сигм», в соответствии с которым погрешность $|x_c - \bar{x}|$ считается грубой, если она превосходит $3S$.

Преобразование выборки в вариационный ряд, построение гистограммы, полигона и эмпирической функции распределения

Для определения эмпирического закона распределения от вариационного ряда переходят к статистическому или интервальному ряду, для чего вариационный ряд разбивают на N интервалов: I_1 от $x^{(0)}$ до $x^{(1)}$, I_2 от $x^{(1)}$ до $x^{(2)}$..., от $x^{(n-1)}$ до $x^{(n)}$. Рекомендуется иметь 10 – 20 интервалов. Интервалы целесообразно принимать равными, хотя это и необязательно. При построении такого ряда

принимают, что результаты, попавшие в интервал, имеют одно и то же значение, соответствующее середине интервала

$$\bar{x}_i = \frac{1}{2}(x^{(i-1)} + x^{(i)}). \quad (7)$$

Для каждого интервала подсчитываются частоты

$$P_i^* = \frac{n_i}{n}, \quad (8)$$

где n_i – число результатов в i -м интервале.

От частот переходят к эмпирической плотности вероятности

$$f^*(\bar{x}_i) = \frac{P_i^*}{I_i}. \quad (9)$$

Полученные результаты оформляют графически. По оси абсцисс x откладываются интервалы I_i и на них, как на основаниях, строятся прямоугольники с высотами $f^*(\bar{x}_i)$. Получается ступенчатая фигура, состоящая из прямоугольников, которую называют **гистограммой**. Полная площадь ее, как следует из способа построения, равна 1.

Иногда эмпирическую плотность вероятности отображают с помощью полигона – ломаной линии, отрезки которой последовательно соединяют средние точки интервалов. При необходимости можно построить и ступенчатый график эмпирической функции распределения

$$F^*(\bar{x}_i) = \sum_{j=1}^i P_j. \quad (10)$$

После построения гистограммы плотности вероятности или ступенчатого графика функции распределения возникает задача аппроксимации (выравнивания) полученных эмпирических графиков кривой какого-то теоретического распределения. Знание этого распределения необходимо для последующей обработки.

Формулировка и проверка гипотезы о тождественности теоретического и эмпирического законов распределения выборки

Пусть мы аппроксимировали эмпирическую плотность вероятности $f^*(\bar{x}_i)$ теоретической кривой $f(x)$. Между нею и эмпири-

ческим распределением неизбежны расхождения. Возникает вопрос: случайны ли эти расхождения, объясняются ли они только ограниченностью выборки или же они существенны и обусловлены плохим соответствием эмпирического распределения выбранному теоретическому.

Порядок установления математической модели распределения погрешности измерения, который регламентируется МИ 199-79, предполагает накопление статистических данных, их математическую обработку и графическое представление, а также выбор аппроксимирующей теоретической функции для эмпирического распределения погрешностей.

Для проверки правильности выбора аппроксимирующей теоретической функции для эмпирического распределения погрешностей наиболее часто употребляют χ^2 -критерий.

Порядок проверки «согласия» по критерию следующий [5, с. 37–38].

1. Находят по выборке из n результатов измерений **оценки** математического ожидания и дисперсии в генеральной совокупности.

2. Диапазон полученных результатов измерений разбивают на N интервалов. Число результатов в интервале должно быть не менее пяти. Обычно используют те же интервалы, что и при определении эмпирического распределения. Но если окажется, что в некоторых интервалах число результатов n_i менее 5, то их следует объединить с соседними.

3. По функциям $f(x)$ или $F(x)$ предполагаемого распределения вычисляют теоретические вероятности p_i попадания результатов в интервалы.

4. Определяют теоретическое число результатов в каждом интервале $n_{iT} = np_i$.

5. Вычисляют критерий согласия

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^N \frac{(n_i - n_{iT})^2}{n_{iT}}. \quad (11)$$

Как видим, сущность критерия в том, что сравниваются экспериментальные n_i и теоретические n_{iT} числа результатов в интервалах.

6. Задаются уровнем значимости α и по таблице χ^2 -распределения (см. Прил. В, табл. 2) для заданного уровня значимости и числа степеней свободы $k = N - r - 1$, где r – число параметров предполагаемого распределения, определяемых по выборке (для нормального

закона $r = 2$), находят критическое значение $X^2_{a,k}$. Если рассчитанное значение $X^2 < X^2_{a,k}$, то гипотезу принимают, в противном случае – отвергают.

3. СОДЕРЖАНИЕ ОТЧЕТА

Отчет по контрольной работе должен содержать

1. Титульный лист.
2. Вариант задания.
3. Решение задачи с приведением формул, примеров расчета, графиков, гистограммы, полигона.

Таблица 1. Значения функции Лапласа

| t | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0,0 | 0,0000 | 0,0040 | 0,0080 | 0,0120 | 0,0160 | 0,0199 | 0,0239 | 0,0279 | 0,0319 | 0,0359 |
| 0,1 | 0398 | 0438 | 0478 | 0517 | 0557 | 0596 | 0636 | 0675 | 0714 | 0753 |
| 0,2 | 0793 | 0832 | 0871 | 0910 | 0948 | 0987 | 1026 | 1064 | 1103 | 1141 |
| 0,3 | 1179 | 1217 | 1255 | 1293 | 1331 | 1368 | 1406 | 1443 | 1480 | 1517 |
| 0,4 | 1554 | 1591 | 1628 | 1664 | 1700 | 1736 | 1772 | 1808 | 1844 | 1879 |
| 0,5 | 1915 | 1950 | 1985 | 2019 | 2054 | 2088 | 2123 | 2157 | 2190 | 2224 |
| 0,6 | 2257 | 2291 | 2324 | 2357 | 2389 | 2422 | 2454 | 2486 | 2517 | 2549 |
| 0,7 | 2580 | 2611 | 2642 | 2673 | 2703 | 2734 | 2764 | 2794 | 2823 | 2852 |
| 0,8 | 2881 | 2910 | 2939 | 2967 | 2995 | 3023 | 3051 | 3078 | 3106 | 3133 |
| 0,9 | 3159 | 3186 | 3212 | 3238 | 3264 | 3289 | 3315 | 3340 | 3365 | 3389 |
| 1,0 | 3413 | 3438 | 3461 | 3485 | 3508 | 3531 | 3554 | 3577 | 3599 | 3621 |
| 1,1 | 3643 | 3665 | 3686 | 3708 | 3729 | 3749 | 3770 | 3790 | 3810 | 3830 |
| 1,2 | 3849 | 3869 | 3888 | 3907 | 3925 | 3944 | 3962 | 3980 | 3997 | 4015 |
| 1,3 | 4032 | 4049 | 4066 | 4082 | 4099 | 4115 | 4131 | 4147 | 4162 | 4177 |
| 1,4 | 4192 | 4207 | 4222 | 4236 | 4251 | 4265 | 4279 | 4292 | 4306 | 4319 |
| 1,5 | 4332 | 4345 | 4357 | 4370 | 4382 | 4394 | 4406 | 4418 | 4429 | 4441 |
| 1,6 | 4452 | 4463 | 4474 | 4484 | 4495 | 4505 | 4515 | 4525 | 4535 | 4545 |
| 1,7 | 4554 | 4564 | 4573 | 4582 | 4591 | 4599 | 4608 | 4616 | 4625 | 4633 |
| 1,8 | 4641 | 4649 | 4656 | 4664 | 4671 | 4678 | 4686 | 4693 | 4699 | 4706 |
| 1,9 | 4713 | 4719 | 4726 | 4732 | 4738 | 4744 | 4750 | 4756 | 4761 | 4767 |
| 2,0 | 4772 | 4778 | 4783 | 4788 | 4793 | 4798 | 4803 | 4808 | 4813 | 4817 |
| 2,1 | 4821 | 4826 | 4830 | 4834 | 4838 | 4842 | 4846 | 4850 | 4854 | 4857 |
| 2,2 | 4861 | 4864 | 4868 | 4871 | 4874 | 4878 | 4881 | 4884 | 4887 | 4890 |
| 2,3 | 4893 | 4896 | 4898 | 4901 | 4904 | 4906 | 4909 | 4911 | 4913 | 4916 |
| 2,4 | 4918 | 4920 | 4922 | 4925 | 4927 | 4929 | 4931 | 4932 | 4934 | 4936 |
| 2,5 | 4938 | 4940 | 4941 | 4943 | 4945 | 4946 | 4948 | 4949 | 4951 | 4952 |
| 2,6 | 4953 | 4955 | 4956 | 4957 | 4959 | 4960 | 4961 | 4962 | 4963 | 4964 |
| 2,7 | 4965 | 4966 | 4967 | 4968 | 4969 | 4970 | 4971 | 4972 | 4973 | 4974 |
| 2,8 | 4974 | 4975 | 4976 | 4977 | 4977 | 4978 | 4979 | 4979 | 4980 | 4981 |
| 2,9 | 4981 | 4982 | 4982 | 4984 | 4984 | 4984 | 4985 | 4985 | 4986 | 4886 |
| 3,0 | 4986 | | | | | | | | | |
| 3,5 | 4998 | | | | | | | | | |
| 4,0 | 4999 | | | | | | | | | |

Таблица 2. Интегральная функция $\chi^2_{\alpha, k}$ – распределения Пирсона.

Значения $\chi^2_{\alpha, k}$ для различных k и P

| k | $\alpha = 0,99$ | $\alpha = 0,90$ | $\alpha = 0,70$ | $\alpha = 0,50$ | $\alpha = 0,30$ | $\alpha = 0,20$ | $\alpha = 0,10$ | $\alpha = 0,05$ | $\alpha = 0,02$ |
|-----|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| 1 | 0,00 | 0,02 | 0,15 | 0,45 | 1,07 | 1,64 | 2,71 | 3,84 | 5,41 |
| 2 | 0,02 | 0,21 | 0,71 | 1,39 | 2,41 | 3,22 | 4,61 | 5,99 | 7,82 |
| 3 | 0,11 | 0,58 | 1,42 | 2,37 | 3,66 | 4,64 | 6,25 | 7,82 | 9,84 |
| 4 | 0,30 | 1,06 | 2,19 | 3,36 | 4,88 | 5,99 | 7,78 | 9,49 | 11,7 |
| 5 | 0,55 | 1,61 | 3,00 | 4,35 | 6,06 | 7,29 | 9,24 | 11,1 | 13,4 |
| 6 | 0,87 | 2,20 | 3,83 | 5,35 | 7,23 | 8,56 | 10,6 | 12,6 | 15,0 |
| 7 | 1,24 | 2,83 | 4,67 | 6,35 | 8,38 | 9,80 | 12,0 | 14,1 | 16,6 |
| 8 | 1,65 | 3,49 | 5,53 | 7,34 | 9,52 | 11,0 | 13,4 | 15,5 | 18,2 |
| 9 | 2,09 | 4,17 | 6,39 | 8,34 | 10,7 | 12,2 | 14,7 | 16,9 | 19,7 |
| 10 | 2,56 | 4,86 | 7,27 | 9,34 | 11,8 | 13,4 | 16,0 | 18,3 | 21,2 |
| 12 | 3,57 | 6,30 | 9,03 | 11,3 | 14,0 | 15,8 | 18,5 | 21,0 | 24,1 |
| 14 | 4,66 | 7,79 | 10,8 | 13,3 | 16,2 | 18,2 | 21,1 | 23,7 | 26,9 |
| 16 | 5,81 | 9,31 | 12,6 | 15,3 | 18,4 | 20,5 | 23,5 | 26,3 | 29,6 |
| 18 | 7,01 | 10,9 | 14,4 | 17,3 | 20,6 | 22,8 | 26,0 | 28,9 | 32,3 |
| 20 | 8,26 | 12,4 | 16,3 | 19,3 | 22,8 | 25,0 | 28,4 | 31,4 | 35,0 |
| 22 | 9,54 | 14,0 | 18,1 | 21,3 | 24,9 | 27,3 | 30,8 | 33,9 | 37,7 |
| 24 | 10,9 | 15,7 | 19,9 | 23,3 | 27,1 | 29,6 | 33,2 | 36,4 | 40,3 |
| 26 | 12,2 | 17,3 | 21,8 | 25,3 | 29,3 | 31,8 | 35,6 | 38,9 | 42,9 |
| 28 | 13,6 | 18,9 | 23,6 | 27,3 | 31,4 | 34,0 | 37,9 | 41,3 | 45,4 |
| 30 | 15,0 | 20,6 | 25,5 | 29,3 | 33,5 | 36,3 | 40,3 | 43,8 | 48,0 |