#### МИНИСТЕРСТВО ОБРАЗОВАНИЯ РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ

### БЕЛОРУССКИЙ НАЦИОНАЛЬНЫЙ ТЕХНИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ КАФЕДРА ИНЖЕНЕРНОЙ ГЕОДЕЗИИ

# Методические указания к лабораторным работам

по дисциплине «ТМОГИ»

для студентов 2 курса специальности «Геодезия»

Составил: Ст.пр.каф.инж.геод. Будо А.Ю.

### Содержание

| Порядок выполнения лабораторных работ                                     | 3  |
|---|----|
| Лабораторная работа 1. Классическая обработка многократных измерений      |    |
| одной величины  | 4  |
| 1.1. Равноточные измерения одной величины                                 | 4  |
| 1.2. Неравноточные измерения одной величины                               | 6  |
| 1.3. Задача эталонирования  | 7  |
| Лабораторная работа 2. Альтернативная обработка многократных измерений    |    |
| одной величины  | 8  |
| 2.1. Выявление мешающих параметров непараметрическими методами            | 8  |
| 2.2. Альтернативные оценки результатов измерений                          | 9  |
| Список литературы   | 12 |
| Приложения  |    |
| Приложение А. Правила оформления лабораторных работ работ                 | 14 |
| Приложение Б. Односторонние и двусторонние критические значения           |    |
| коэффициента Стьюдента (t-критерий)                                       | 16 |
| Приложение В. Квантили распределения $\chi 2$ для различной доверительной |    |
| вероятности Р и числа степеней свободы г                                  | 17 |
|   |    |

### Порядок выполнения лабораторных работ

Работы выполняются последовательно, начиная с первой. Исходные данные выбираются по вариантам, выдаваемым преподавателем. Также преподавателем устанавливаются крайние сроки сдачи работ на проверку (deadline). Правила оформления работ приведены в Приложение А.

Оценка Est(Estimate) за каждую лабораторную работу вычисляется по формуле

$$Est = 10 \cdot T \cdot D/D_{max},$$

где T(Test) – балл, полученный в ходе автоматизированной проверки;

D(Defense) – балл, полученный по результатам защиты работы;

 $D_{max}$  – максимально возможный балл при защите работы.

Величина T рассчитывается на основе алгоритма Эвина Вильсона (1927г), в котором используется формула для нижней границы доверительного интервала

$$T = \frac{p + \frac{z_{\alpha/2}^2}{2 \cdot n} - z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{\frac{p(1-p) + \frac{z_{\alpha/2}^2}{4 \cdot n}}{n}}}{1 + \frac{z_{\alpha/2}^2}{n}},$$

где n = pos + WN — сумма правильных ответов и номера недели от начала года (зависит от даты проверки работы);

p = pos/n – доля правильных ответов;

 $z_{\alpha/2}$  — квантиль стандартного нормального распределения для вероятности (1– $\alpha$ /2). Для доверительного уровня в 0.95 значение квантиля равно 1.96.

Величина *D* вычисляется на основе следующей таблицы

Таблица – Критерии оценки при защите работы

| рмленная     |                        |  |  |  |
|--------------|------------------------|--|--|--|
| JWIJICIIIIAA | уникальное,            | ответы на все вопросы - 2;                           |  |  |
| а сдана до   | соответствует          | Частично неправильные                                | Сумма  |  |
| цлайна?      | правилам               | или неполные ответы - 1;                             |  |  |
| (1/0)        | оформления?            | Неправильные ответы или                              |  |  |
|              | (2/0)                  | работа не защищалась - 0                             |  |  |
| 1            | 2                      | 2  | 5  |  |
| Min 0        |                        | 0  | 0  |  |
|              | та сдана до<br>цлайна? | та сдана до соответствует правилам (1/0) оформления? | са сдана до дана до дана до дана до дана до дана? Правилам дайна? Правилам дайна? Правильные ответы - 1; оформления? Неправильные ответы или |  |

Составил: ст.пр.каф.инж.геодезии Будо А.Ю.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Кванти́ль в математической статистике — значение, которое заданная случайная величина не превышает с фиксированной вероятностью.

## Лабораторная работа 1. Классическая обработка многократных измерений одной величины

Цель: обработать результаты равноточных и неравноточных измерений, выполнить задачу эталонирования

Исходными данными для работы является превышение  $\mathbf{h}$  между двумя точками, измеренное  $\mathbf{N}$  раз при разном количестве штативов  $\mathbf{n}$  в каждом измерении. Значение вероятности принимается равным  $\mathbf{P}=1-\mathbf{q}$ , где уровень значимости  $\mathbf{q}=\mathbb{N}_{\mathbb{D}}$ варианта / 100. При вычислениях удерживается на один десятичный знак больше, чем в исходных данных.

#### 1.1. Равноточные измерения одной величины

Предполагая, что условия теоремы Гаусса-Маркова и центральной предельной теоремы Ляпунова соблюдены, т.е. измерения независимы и их математическое ожидание и дисперсия постоянны, а закон распределения погрешностей измерений является нормальным, тогда последовательность обработки будет следующей:

Вычисляется среднее арифметическое в качестве оценки математического ожидания измеренных превышений

$$\bar{h} = \frac{\sum_{i=1}^{N} h_i}{N}.\tag{1.1}$$

Вычисляется оценка стандарта в виде средней квадратической погрешности (СКП) по формуле Бесселя

$$m = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} (h_i - \overline{h})^2}{N - 1}}.$$
 (1.2)

Вычисляется оценка среднего арифметического (СКП ср. арифм.)

$$M = \frac{m}{\sqrt{N}}. (1.3)$$

Рассмотренный выше способ оценки называется точечным. Более совершенным является так называемый способ доверительных интервалов. При нём определяется значение квантиля  ${\bf t}$  распределения Стьюдента для доверительной вероятности  ${\bf P}$  при количестве степеней свободы  ${\bf r}={\bf N}-1$ . Для этого можно воспользоваться статистическими таблицами, например, (Приложение  ${\bf E}$ ). Например, если дана выборка из 29 элементов (28 степеней свободы), то для вероятности  ${\bf P}$ =0.95 и  ${\bf r}$ =28 выбирается значение  ${\bf t}$ =1.7011. Также для нахождения квантиля  ${\bf t}$  можно воспользоваться специализированными программами, например, в Місгоsoft Excel 2007 формула для вычисления квантиля при  ${\bf q}$ =1– ${\bf P}$ =0.05 и  ${\bf r}$ =28 будет иметь вид

$$=$$
СТЬЮДРАСПОБР $(0.05*2;28)$   $(1.4)$ 

Поскольку для нахождения истинного значения измеряемой величины используются интервальные оценки, то для вычисления нижней границы интервала истинного значения превышения необходимо воспользоваться формулой

$$h_{min} = \bar{h} - t \cdot M. \tag{1.5}$$

а для верхней границы соответственно

$$h_{max} = \bar{h} + t \cdot M, \tag{1.6}$$

и это свидетельствует о том, что с 90% уверенностью (двусторонняя критическая область) мы находим истинное значение, лежащее на интервале  $(h_{min}, h_{max})$ .

Для оценки теоретического значения стандарта по статистическим таблицам, например, (Приложение В) определяется величина  $\chi^2$ . Для нижнего интервала  $\chi_1^2$  при  $P_1$ = q/2; и для верхнего  $\chi_2^2$  при  $P_2$ = 1-q/2. Для примера, когда r=28 и q=0.05 формула в Excel 2007 для вычисления нижнего  $\chi_1^2$  имеет вид

$$=X \text{ W2OFP}(1-0.05/2;28),$$
 (1.7)

и верхнего  $\chi_2^2$ 

$$=XM2OSP(0.05/2;28),$$
 (1.8)

Полученные значения соответственно  $\chi_1^2$ =15.3079 и  $\chi_2^2$ =44.4608. После этого вычисляют коэффициенты

$$v_1 = \sqrt{\frac{r}{\chi_2^2}}. (1.9)$$

И

$$v_2 = \sqrt{\frac{r}{\chi_1^2}}.\tag{1.10}$$

получая значения  $v_1$ = 0.7936 и  $v_2$ =1.3525. После этого для истинного значения стандарта можно вычислить нижнюю границу

$$m_{min} = v_1 \cdot m. \tag{1.11}$$

И

$$m_{max} = v_2 \cdot m. \tag{1.12}$$

Аналогичным образом рассчитывается доверительный интервал для СКП среднего арифметического. Нижняя граница

$$M_{min} = v_1 \cdot M. \tag{1.13}$$

И

$$M_{max} = v_2 \cdot M. \tag{1.14}$$

Для более глубокого понимания процесса обработки ряда равноточных измерений одной и той же величины можно воспользоваться дополнительной литературой [1, c.97].

#### 1.2. Неравноточные измерения одной величины

Наилучшей оценкой математического ожидания для неравноточных измерений является среднее взвешенное или общая арифметическая середина, которую можно вычислить по формуле

$$\bar{h}_2 = \frac{[p \cdot h]}{[p]} = \frac{e^{T \cdot p \cdot h}}{e^{T \cdot p \cdot e}}.$$
(1.15)

где e – вектор-столбец, состоящий из N единиц

P — диагональная матрица  $\mathbf{N}^*\mathbf{N}$  со значениями весов измерений на диагонали. Вес измерения при нивелировании может быть задан как  $p_i = \frac{1}{n_i}$ , где  $n_i$  — количество штативов в i-той секции.

СКП единицы веса может быть определена по формуле Бесселя

$$\mu = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} p_i (h_i - \overline{h}_2)^2}{N - 1}} = \sqrt{\frac{V^T P V}{N - 1}}.$$
(1.16)

Величина  $\bar{h}_2$  определяется с точностью (СКП средневзвешенного)

$$m_{h_2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} p_i (h_i - \overline{h}_2)^2}{(N-1) \cdot \sum_{i=1}^{N} p_i}} = \sqrt{\frac{V^T \cdot P \cdot V}{(N-1) \cdot (e^T \cdot P \cdot e)}}.$$
 (1.17)

Истинные значения  $h_2$  могут быть найдены для нижней границы как

$$h_{2\,min} = \bar{h}_2 - t \cdot m_{h_2},\tag{1.18}$$

а для верхней границы соответственно

$$h_{2 max} = \bar{h}_2 + t \cdot m_{h_2}. \tag{1.19}$$

Нижняя граница истинного значения  $\mu_{\text{ист}}$  (СКП единицы веса) может быть найдена для нижней границы как

$$m_{u,min} = v_1 \cdot \mu, \tag{1.20}$$

а для верхней границы

$$m_{u.max} = v_2 \cdot \mu, \tag{1.21}$$

где значения  $v_1$  и  $v_2$  вычисляются по формулам (1.9), (1.10).

Нижняя граница истинного значения  $m_{h_{2,\mathrm{ист}}}$  (СКП средневзвешенного) может быть найдена как

$$m_{h_2min} = v_1 \cdot m_{h_2}, \tag{1.22}$$

и верхняя граница

$$m_{h_2 max} = v_2 \cdot m_{h_2}, \tag{1.23}$$

где значения  $v_1$  и  $v_2$  вычисляются по формулам (1.9), (1.10).

Для более глубокого понимания процесса обработки ряда неравноточных измерений одной величины можно воспользоваться дополнительной литературой [ $\underline{1}$ , c.127].

### 1.3. Задача эталонирования

В случаях, когда необходимо определить точность прибора и есть эталон измеряемой величины (компаратор), производят N измерений эталона и вычисляют истинные погрешности, считая значение эталона равным истинному значению.

$$\Delta_i = h_i - h_{\text{at}},\tag{1.24}$$

где  $h_{\text{эт}}$  – принятое за истинное значение измеряемой величины. В работе в качестве эталонного принять значение равное медиане $^2$  исходного ряда превышений.

Для оценки точности прибора используется формула Гаусса

$$m = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} \Delta_i^2}{N}}.$$
 (1.25)

Полученная СКП характеризует точность прибора, если в измерениях отсутствовали значимые грубые и систематические погрешности.

Значимость грубых ошибок может быть оценена по правилу трёх сигм (правило Райта): все измерения выходящие за интервал

$$(h_{at} - 3 \cdot m) \le h_i \le (h_{at} + 3 \cdot m) \tag{1.26}$$

считаются грубыми и не включаются в дальнейшую обработку.

После удаления измерений с грубыми ошибками из ряда, проверяют наличие значимого систематического влияния.

Систематическое влияние считается значимым при невыполнении неравенства

$$-t \cdot m_{\overline{\Lambda}} \le \overline{\Delta} \le t \cdot m_{\overline{\Lambda}} \tag{1.27}$$

где t — квантиля распределения Стьюдента для доверительной вероятности Р (для каждого варианта своя) при количестве степеней свободы r = N - 1.

 $\bar{\Delta}$  — среднее арифметическое из истинных погрешностей;

 $m_{\overline{\Delta}}$  – оценка среднего арифметического  $\bar{\Delta}$ , вычисляемая по формуле

$$m_{\overline{\Delta}} = \frac{m}{\sqrt{N}},\tag{1.28}$$

где m – СКП, вычисленная по формуле (1.25) для ряда без грубых ошибок.

При невыполнении неравенства (1.27) вычисляют новый ряд, свободный от систематического влияния  $\Delta_i' = \Delta_i - \bar{\Delta}$ , а оценку точности выполняют по формуле Бесселя

$$m = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} {\Delta_i'}^2}{N-1}} \tag{1.29}$$

В работе выполнить расчёт по формуле (1.29) даже при выполнении условия (1.27)

Составил: ст.пр.каф.инж.геодезии Будо А.Ю.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> *Медианой ряда чисел* называется число, стоящее посередине упорядоченного по возрастанию ряда чисел (в случае, если количество чисел нечётное). Если же количество чисел в ряду чётно, то медианой ряда является полусумма двух стоящих посередине чисел упорядоченного по возрастанию ряда.

## Лабораторная работа 2. Альтернативная обработка многократных измерений одной величины

При количестве измерений меньшем пятидесяти сложно выявить закон распределения погрешностей, поэтому в таких случаях находят несколько альтернативных оценок, которые сравниваются между собой.

### 2.1. Выявление мешающих параметров непараметрическими методами

Наличие *систематического влияния* в измерениях можно определить, построив линию тренда, т.е. аппроксимировав исходные данные функций вида

$$h = a \cdot i + b \tag{2.1}$$

где i – номер измерения по порядку от 1 до N (переставлять результаты измерений нельзя);

а – показатель систематического влияния;

b — оценка наиболее надёжного значения.

Найти неизвестные коэффициенты линии a, b можно решив систему уравнений, которая в матричном виде может быть представлена как

$$\binom{a}{b} = N^{-1} \cdot B \tag{2.2}$$

где

$$N = \begin{pmatrix} \sum (i^2) & \sum i \\ \sum i & N \end{pmatrix} \tag{2.3}$$

$$B = \left(\frac{\sum (h_i \cdot i)}{\sum (h_i)}\right) \tag{2.4}$$

После вычисления коэффициентов прямой линии необходимо её построить вместе с графиком функции h = f(i).

Далее необходимо рассчитать погрешность модели по формуле

$$\mu = \sqrt{\frac{\sum (h^{\text{BbIY}}_i - h_i)^2}{N - k}}$$
 (2.5)

где  $h^{\text{выч}}{}_i = a \cdot i + b;$ 

N – количество измерений;

k – количество неизвестных параметров, в нашем случае k = 2.

Систематическое влияние на измерения можно определить по правилу «трёх сигм» или правилу Райта, согласно которому систематическое влияние считается значимым, если не выполняется условие

$$-3 \cdot m_a \le a \le 3 \cdot m_a \tag{2.6}$$

где погрешность  $m_a$  может быть определена по формуле

$$m_a = \mu \cdot \sqrt{(N^{-1})_{1,1}} \tag{2.7}$$

в которой  $(N^{-1})_{1,1}$  — первый диагональный элемент обратной нормальной матрицы. При более точном подходе необходимо вычислить t-статистику Стьюдента

$$t = \frac{a}{m_a} \tag{2.8}$$

Если модуль вычисленного значения окажется меньше табличного, определённого для вероятности P и числа степеней свободы r=N-k, то делается вывод об отсутствии значимого систематического влияния с этой вероятностью. В работе принять P=95%.

Для нахождения измерений с *грубыми ошибками* может быть использован **критерий Хэмпэла**, согласно которому грубым считается измерение, лежащее вне интервала

$$AMO\_low \le h \le AMO\_high$$
 (2.9)

где med(h) — медиана, вычисляемая из вариационного ряда измерений  $h_i$ ; AMO — абсолютное медианное отклонение, вычисляемое по формуле

$$AMO = med(|h_i - med(h)|) \tag{2.10}$$

нижняя граница которого вычисляется по формуле

$$AMO\_low = med(h) - 5.2 \cdot AMO \tag{2.11}$$

верхняя граница

$$AMO\_high = med(h) + 5.2 \cdot AMO \tag{2.12}$$

### 2.2. Альтернативные оценки результатов измерений

Перед получением альтернативных оценок должны быть найдены среднее арифметическое

$$\bar{h} = \frac{\sum_{i=1}^{N} h_i}{N},$$
 (2.13)

средняя квадратическая погрешность

$$m = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} (h_i - \bar{h})^2}{N - 1}}$$
 (2.14)

med(h) – медиана; средняя абсолютная погрешность

$$v = \frac{\sum_{i=1}^{N} |h_i - \bar{h}|}{N - 1} \tag{2.15}$$

Данные величины являются оценками математического ожидания и стандарта для двух крайних законов распределения (закон Гаусса и закон Лапласа). При этом первая пара оценок весьма чувствительна к отклонению результатов измерений от нормальности и к влиянию мешающих параметров. Вторая пара оценок нечувствительна к этим отклонениям (робастна). Поэтому, степень отличия среднего арифметического от медианы может сказать о значимости посторонних влияний. Если отличия не значимы, то используется первая пара оценок, если значима, то вторая.

Другой подход в определенной выше ситуации заключается в вычислении непараметрических оценок, которые по определению свободны от закона распределения. Наиболее распространенные оценки такого рода — это  $\mathbf{L}$ -оценки и  $\mathbf{R}$ -оценки.

В работе предлагается вычислить следующие наиболее часто встречающиеся **L-оценки** (оценки в линейных комбинациях):

- 1. Усеченное среднее ( $\alpha$ -усеченное среднее). Для её нахождения в вариационном ряду необходимо отбросить с левой и правой стороны  $\alpha$ % значений, а из оставшихся взять обычное среднее арифметическое;
- 2. Винзоризованное среднее ( $\alpha$ -винзоризованное среднее). Для его нахождения необходимо в вариационном ряду  $\alpha$ % крайних значений присвоить значения: слева  $\alpha+1$  значение, а справа  $(n-\alpha-1)$  значение. Другими словами, необходимо  $k=(N\cdot\alpha)$  последним значениям вариационного ряда присвоить значение предыдущего для них элемента, а первым  $k=(N\cdot\alpha)$  значениям присвоить значение следующего после них элемента.

Из преобразованного ряда берется обычное среднее арифметическое.

Сравнение полученных оценок с обычным средним арифметическим также может сказать (по определенному выше правилу) какую величину взять в качестве конечной.

В работе для вычисления усечённого и винзоризованного среднего значение  $\alpha$  принять равным 10%, количество крайних значений в вариационном ряду округлять в большую сторону.

Из **R-оценок** (оценки в ранговых критериях) предлагается вычислить следующие :

**1.** Оценка Бикела-Ходжеса. Находится как медиана из ряда, полученного из средних арифметических двух значений из вариационного ряда: первое – последнее, второе – предпоследнее и т.д.;

$$\theta_{\mathrm{B-X}} = med\left(\frac{h_{i:n} + h_{n+1-i:n}}{2}\right) \tag{2.16}$$

2. Оценка Лемана-Хождеса. Её получают как медиану из всех возможных пар средних в ряду измерений. В работе можно использовать упрощенную оценку, когда

в комбинациях для формирования средних значений номер первого слагаемого ј всегда меньше номера второго слагаемого k.

$$\bar{h} = \theta_{JI-X} = med\left(\frac{h_{(j)} + h_{(k)}}{2}\right) \tag{2.17}$$

Наряду с этими оценками большое распространение в условиях неопределенности и малом количестве измерений получила **адаптивная оценка Хогга**, когда по величине индикатора выбирается та, или иная формула вычисления оценки. Для её получения используется следующий подход:

$$\bar{h} = \begin{cases} S(0.25; N), k < 2; \\ C_t(0; N), 2 < k < 4; \\ C_t(0.25; N), 4 < k < 5.5; \\ C_t(0.5; N), 5.5 < k. \end{cases}$$
(2.18)

где S(0.25; N) — среднее из первых 25% и последних 25% значений вариационного ряда;

 $C_t(\alpha; N)$  –  $\alpha$ -урезанное среднее. Если  $\alpha$ =0, то получают стандартное среднее арифметическое;

при  $\alpha$ =0.25 из вариационного ряда удаляется 25% наименьших и 25% наибольших значений, а из оставшихся берётся среднее арифметическое;

при α=0.5 удаляется по 50% слева и справа – стандартная медиана

Для оценки коэффициента k используется два подхода.

1. В качестве индикатора k берётся значение оценки не центрированного эксцесса

$$k = E = \frac{\sum_{i=1}^{N} (h_i - \bar{h})^4}{N \cdot m^4}$$
 (2.19)

2. Значение коэффициента, обозначенного  $t_N$ , вычисляют по формуле

$$k = t_n = \frac{a_N(0.05) - b_N(0.05)}{a_N(0.5) - b_N(0.5)}.$$
(2.20)

где  $a_N(\beta)$ ,  $b_N(\beta)$  — среднее по  $(100 \cdot \beta)$ % наибольших и наименьших элементов вариационного ряда соответственно.

Вычисления выполнить при коэффициенте k, который рассчитан с использованием первого и второго подхода. Сделать выводы.

### Список литературы

- 1. Большаков В.Д. Теория ошибок наблюдений: Учебник для вузов. 2-е изд., перераб. и доп. М., Недра, 1983. 223 с.
- 2. Большаков В.Д., Маркузе Ю.И. Практикум по теории математической обработки геодезических измерений: Учебное пособие для вузов. М.: Недра, 1984. 352 с.
- 3. Чеботарёв А.С. Способ наименьших квадратов с основами теории вероятностей. Издательство геодезической литературы, 1958. 610 с.
- 4. Leick A. Adjustment Computations. Department of Spatial Information Science and Engineering. University of Maine, 1980. 245 p.
- 5. Leick A., Humphrey D. Adjustments with examples. University of Maine, 1986. 450 p.
- 6. Дегтярёв А.М. Вероятностно-статистические методы в геодезии. Конспект лекций. Новополоцк: ПГУ, 2005. 208 с.

### Приложения

### Приложение А. Правила оформления лабораторных работ

Лабораторная работа должна быть выполнена на стандартной белой бумаге формата A4 по ГОСТ 2.301 с одной стороны листа.

Должны быть установлены стандартные поля по СТБ 6.38:

- левое поле -30 мм;
- правое поле 10 мм
- верхнее и нижнее поля -20 мм.

Лабораторная работа должна быть оформлена в соответствии с ГОСТ 2.105 одним из следующих способов:

- 1. С применением печатающих и графических устройств вывода Персонального Компьютера (ПК) ГОСТ 2.004 шрифтом Times New Roman чёрного цвета с высотой 14 пт, через полтора интервала, в обычном начертании, выравнивая по ширине (пункт единица, принятая в полиграфии: 1пт=1/72"=0.352мм).
- 2. Рукописным чертёжным шрифтом по ГОСТ 2.304 с высотой не менее 2.5 мм, чёрными чернилами (пастой, тушью) чётким почерком.

Абзацы в тексте начинают отступом 1.25 см, одинаковым по всему тексту.

Вписывать в отпечатанный текст отдельные слова, формулы, условные знаки, а также выполнять иллюстрации следует чёрными чернилами (пастой, тушью). Для выполнения иллюстраций разрешается использовать графические редакторы, фотографии, ксерокопии и т.п.

Для оформления формул используется встроенный в Microsoft Word стандартный текстовый редактор формул либо Microsoft Euqation (Вставка – Объект - Microsoft Euqation 3.0). Формулы и уравнения в тексте следует оформлять в соответствии с ГОСТ 2.105, раздел 4. Формула должна располагаться по центру страницы. Номер формулы указывается арабскими цифрами в круглых скобках в той же строке с выравниванием по правому краю. В формулах в качестве символов обозначения, установленные следует применять соответствующими государственными стандартами. Пояснения символов и числовых коэффициентов, входящих в формулу, если они не пояснены ранее в тексте, должны быть приведены непосредственно под формулой, при этом после формулы должна присутствовать запятая. В том случае, когда пояснения символов и численных коэффициентов, входящих в формулу пояснены ранее в тексте, после формулы должна ставиться точка. Пояснения каждого символа следует давать с новой строки в той последовательности, в которой символы приведены в формуле. Первая строка пояснения должна начинаться с новой строки (без абзацного отступа) со слова «где» и без двоеточия после него. Формулы, следующие одна за другой и не разделённые текстом, разделяют точкой с запятой. Ссылки в тексте на порядковые номера формул дают в скобках, например, «... в формуле (1.3)».

Иллюстрации следует располагать в работе непосредственно на странице с текстом после абзаца, в котором они упоминаются впервые, или отдельно на следующей странице. Иллюстрации обозначают словом «Рисунок» или «Рис.» и

нумеруют последовательно. Иллюстрации нумеруют последовательно в пределах работы, например:

«Рисунок 1. Общеземной эллипсоид» без кавычек. Слово «Рисунок», его номер и наименование печатают обычным шрифтом под рисунком посередине строки размером шрифта 14 пт.

На все иллюстрации и таблицы должны быть даны ссылки в тексте работы.

Опечатки и описки допускается исправлять подчисткой или закрашиванием белой краской и нанесением на том же месте исправлений машинным или рукописным способом чёрными чернилами (пастой, тушью). Повреждение листов, помарки и следы прежнего текста не допускаются. Допускается не более трёх исправлений на одной странице.

В тексте работы не допускается применять сокращения слов (кроме установленных правилами орфографии и соответствующими государственными стандартами).

## Приложение Б. Односторонние и двусторонние критические значения коэффициента Стьюдента (t-критерий)

| Односторонний | P=0.90 | 0.95    | 0.975    | 0.99   | 0.995  | 0.9975  | 0.999   | 0.9995  |  |
|---------------|--------|---------|----------|--------|--------|---------|---------|---------|--|
| Двусторонний  | 0.80   | 0.90    | 0.95     | 0.98   | 0.99   | 0.995   | 0.998   | 0.999   |  |
| r = 1         | 3.0770 | 6.3130  | 12.7060  | 31.820 | 63.656 | 127.656 | 318.306 | 636.619 |  |
| 2             | 1.8850 | 2.9200  | 4.3020   | 6.964  | 9.924  | 14.089  | 22.327  | 31.599  |  |
| 3             | 1.6377 | 2.35340 | 3.182    | 4.540  | 5.840  | 7.458   | 10.214  | 12.924  |  |
| 4             | 1.5332 | 2.13180 | 2.776    | 3.746  | 4.604  | 5.597   | 7.173   | 8.610   |  |
| 5             | 1.4759 | 2.01500 | 2.570    | 3.649  | 4.0321 | 4.773   | 5.893   | 6.863   |  |
| 6             | 1.4390 | 1.943   | 2.4460   | 3.1420 | 3.7070 | 4.316   | 5.2070  | 5.958   |  |
| 7             | 1.4149 | 1.8946  | 2.3646   | 2.998  | 3.4995 | 4.2293  | 4.785   | 5.4079  |  |
| 8             | 1.3968 | 1.8596  | 2.3060   | 2.8965 | 3.3554 | 3.832   | 4.5008  | 5.0413  |  |
| 9             | 1.3830 | 1.8331  | 2.2622   | 2.8214 | 3.2498 | 3.6897  | 4.2968  | 4.780   |  |
| 10            | 1.3720 | 1.8125  | 2.2281   | 2.7638 | 3.1693 | 3.5814  | 4.1437  | 4.5869  |  |
| 11            | 1.363  | 1.795   | 2.201    | 2.718  | 3.105  | 3.496   | 4.024   | 4.437   |  |
| 12            | 1.3562 | 1.7823  | 2.1788   | 2.6810 | 3.0845 | 3.4284  | 3.929   | 4.178   |  |
| 13            | 1.3502 | 1.7709  | 2.1604   | 2.6503 | 3.1123 | 3.3725  | 3.852   | 4.220   |  |
| 14            | 1.3450 | 1.7613  | 2.1448   | 2.6245 | 2.976  | 3.3257  | 3.787   | 4.140   |  |
| 15            | 1.3406 | 1.7530  | 2.1314   | 2.6025 | 2.9467 | 3.2860  | 3.732   | 4.072   |  |
| 16            | 1.3360 | 1.7450  | 2.1190   | 2.5830 | 2.9200 | 3.2520  | 3.6860  | 4.0150  |  |
| 17            | 1.3334 | 1.7396  | 2.1098   | 2.5668 | 2.8982 | 3.2224  | 3.6458  | 3.965   |  |
| 18            | 1.3304 | 1.7341  | 2.1009   | 2.5514 | 2.8784 | 3.1966  | 3.6105  | 3.9216  |  |
| 19            | 1.3277 | 1.7291  | 2.0930   | 2.5395 | 2.8609 | 3.1737  | 3.5794  | 3.8834  |  |
| 20            | 1.3253 | 1.7247  | 2.08600  | 2.5280 | 2.8453 | 3.1534  | 3.5518  | 3.8495  |  |
| 21            | 1.3230 | 1.7200  | 2.2.0790 | 2.5170 | 2.8310 | 3.1350  | 3.5270  | 3.8190  |  |
| 22            | 1.3212 | 1.7117  | 2.0739   | 2.5083 | 2.8188 | 3.1188  | 3.5050  | 3.7921  |  |
| 23            | 1.3195 | 1.7139  | 2.0687   | 2.4999 | 2.8073 | 3.1040  | 3.4850  | 3.7676  |  |
| 24            | 1.3178 | 1.7109  | 2.0639   | 2.4922 | 2.7969 | 3.0905  | 3.4668  | 3.7454  |  |
| 25            | 1.3163 | 1.7081  | 2.0595   | 2.4851 | 2.7874 | 3.0782  | 3.4502  | 3.7251  |  |
| 26            | 1.315  | 1.705   | 2.059    | 2.478  | 2.778  | 3.0660  | 3.4360  | 3.7060  |  |
| 27            | 1.3137 | 1.7033  | 2.0518   | 2.4727 | 2.7707 | 3.0565  | 3.4210  | 3.6896  |  |
| 28            | 1.3125 | 1.7011  | 2.0484   | 2.4671 | 2.7633 | 3.0469  | 3.4082  | 3.6739  |  |
| 29            | 1.3114 | 1.6991  | 2.0452   | 2.4620 | 2.7564 | 3.0360  | 3.3962  | 3.8494  |  |
| 30            | 1.3104 | 1.6973  | 2.0423   | 2.4573 | 2.7500 | 3.0298  | 3.3852  | 3.6460  |  |
| 32            | 1.3080 | 1.6930  | 2.0360   | 2.4480 | 2.7380 | 3.0140  | 3.3650  | 3.6210  |  |
| 34            | 1.3070 | 1.6909  | 2.0322   | 2.4411 | 2.7284 | 3.9520  | 3.3479  | 3.6007  |  |
| 36            | 1.3050 | 1.6883  | 2.0281   | 2.4345 | 2.7195 | 9.490   | 3.3326  | 3.5821  |  |
| 38            | 1.3042 | 1.6860  | 2.0244   | 2.4286 | 2.7116 | 3.9808  | 3.3190  | 3.5657  |  |
| 40            | 1.303  | 1.6839  | 2.0211   | 2.4233 | 2.7045 | 3.9712  | 3.3069  | 3.5510  |  |
| 42            | 1.320  | 1.682   | 2.018    | 2.418  | 2.6980 | 2.6930  | 3.2960  | 3.5370  |  |
| 44            | 1.301  | 1.6802  | 2.0154   | 2.4141 | 2.6923 | 3.9555  | 3.2861  | 3.5258  |  |
| 46            | 1.300  | 1.6767  | 2.0129   | 2.4102 | 2.6870 | 3.9488  | 3.2771  | 3.5150  |  |
| 48            | 1.299  | 1.6772  | 2.0106   | 2.4056 | 2.6822 | 3.9426  | 3.2689  | 3.5051  |  |
| 50            | 1.298  | 1.6759  | 2.0086   | 2.4033 | 2.6778 | 3.9370  | 3.2614  | 3.4060  |  |
| 55            | 1.2997 | 1.673   | 2.0040   | 2.3960 | 2.6680 | 2.9240  | 3.2560  | 3.4760  |  |
| 60            | 1.2958 | 1.6706  | 2.0003   | 2.3901 | 2.6603 | 3.9146  | 3.2317  | 3.4602  |  |
| 65            | 1.2947 | 1.6686  | 1.997    | 2.3851 | 2.6536 | 3.9060  | 3.2204  | 3.4466  |  |
| 70            | 1.2938 | 1.6689  | 1.9944   | 2.3808 | 2.6479 | 3.8987  | 3.2108  | 3.4350  |  |
| 80            | 1.2820 | 1.6640  | 1.9900   | 2.3730 | 2.6380 | 2.8870  | 3.1950  | 3.4160  |  |
| 90            | 1.2910 | 1.6620  | 1.9867   | 2.3885 | 2.6316 | 2.8779  | 3.1833  | 3.4019  |  |
| 100           | 1.2901 | 1.6602  | 1.9840   | 2.3642 | 2.6259 | 2.8707  | 3.1737  | 3.3905  |  |
| 120           | 1.2888 | 1.6577  | 1.9719   | 2.3578 | 2.6174 | 2.8598  | 3.1595  | 3.3735  |  |
| 150           | 1.2872 | 1.6551  | 1.9759   | 2.3515 | 2.6090 | 2.8482  | 3.1455  | 3.3566  |  |
| 200           | 1.2858 | 1.6525  | 1.9719   | 2.3451 | 2.6006 | 2.8385  | 3.1315  | 3.3398  |  |
| 250           | 1.2849 | 1.6510  | 1.9695   | 2.3414 | 2.5966 | 2.8222  | 3.1232  | 3.3299  |  |
| 300           | 1.2844 | 1.6499  | 1.9679   | 2.3388 | 2.5923 | 2.8279  | 3.1176  | 3.3233  |  |

# Приложение В. Квантили распределения $\chi^2$ для различной доверительной вероятности Р и числа степеней свободы г

|    |         |         |         |         |         |         |         | F       | )       |         |         |         |         |         |         |
|----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|    | 0,99    | 0,975   | 0,95    | 0,9     | 0,8     | 0,7     | 0,6     | 0,5     | 0,4     | 0,3     | 0,2     | 0,1     | 0,05    | 0,025   | 0,01    |
| 1  | 0,0002  | 0,0010  | 0,0039  | 0,0158  | 0,0642  | 0,1485  | 0,2750  | 0,4549  | 0,7083  | 1,0742  | 1,6424  | 2,7055  | 3,8415  | 5,0239  | 6,6349  |
| 2  | 0,0201  | 0,0506  | 0,1026  | 0,2107  | 0,4463  | 0,7133  | 1,0217  | 1,3863  | 1,8326  | 2,4079  | 3,2189  | 4,6052  | 5,9915  | 7,3778  | 9,2103  |
| 3  | 0,1148  | 0,2158  | 0,3518  | 0,5844  | 1,0052  | 1,4237  | 1,8692  | 2,3660  | 2,9462  | 3,6649  | 4,6416  | 6,2514  | 7,8147  | 9,3484  | 11,3449 |
| 4  | 0,2971  | 0,4844  | 0,7107  | 1,0636  | 1,6488  | 2,1947  | 2,7528  | 3,3567  | 4,0446  | 4,8784  | 5,9886  | 7,7794  | 9,4877  | 11,1433 | 13,2767 |
| 5  | 0,5543  | 0,8312  | 1,1455  | 1,6103  | 2,3425  | 2,9999  | 3,6555  | 4,3515  | 5,1319  | 6,0644  | 7,2893  | 9,2364  | 11,0705 | 12,8325 | 15,0863 |
| 6  | 0,8721  | 1,2373  | 1,6354  | 2,2041  | 3,0701  | 3,8276  | 4,5702  | 5,3481  | 6,2108  | 7,2311  | 8,5581  | 10,6446 | 12,5916 | 14,4494 | 16,8119 |
| 7  | 1,2390  | 1,6899  | 2,1673  | 2,8331  | 3,8223  | 4,6713  | 5,4932  | 6,3458  | 7,2832  | 8,3834  | 9,8032  | 12,0170 | 14,0671 | 16,0128 | 18,4753 |
| 8  | 1,6465  | 2,1797  | 2,7326  | 3,4895  | 4,5936  | 5,5274  | 6,4226  | 7,3441  | 8,3505  | 9,5245  | 11,0301 | 13,3616 | 15,5073 | 17,5345 | 20,0902 |
| 9  | 2,0879  | 2,7004  | 3,3251  | 4,1682  | 5,3801  | 6,3933  | 7,3570  | 8,3428  | 9,4136  | 10,6564 | 12,2421 | 14,6837 | 16,9190 | 19,0228 | 21,6660 |
| 10 | 2,5582  | 3,2470  | 3,9403  | 4,8652  | 6,1791  | 7,2672  | 8,2955  | 9,3418  | 10,4732 | 11,7807 | 13,4420 | 15,9872 | 18,3070 | 20,4832 | 23,2093 |
| 11 | 3,0535  | 3,8157  | 4,5748  | 5,5778  | 6,9887  | 8,1479  | 9,2373  | 10,3410 | 11,5298 | 12,8987 | 14,6314 | 17,2750 | 19,6751 | 21,9200 | 24,7250 |
| 12 | 3,5706  | 4,4038  | 5,2260  | 6,3038  | 7,8073  | 9,0343  | 10,1820 | 11,3403 | 12,5838 | 14,0111 | 15,8120 | 18,5493 | 21,0261 | 23,3367 | 26,2170 |
| 13 | 4,1069  | 5,0088  | 5,8919  | 7,0415  | 8,6339  | 9,9257  | 11,1291 | 12,3398 | 13,6356 | 15,1187 | 16,9848 | 19,8119 | 22,3620 | 24,7356 | 27,6882 |
| 14 | 4,6604  | 5,6287  | 6,5706  | 7,7895  | 9,4673  | 10,8215 | 12,0785 | 13,3393 | 14,6853 | 16,2221 | 18,1508 | 21,0641 | 23,6848 | 26,1189 | 29,1412 |
| 15 | 5,2293  | 6,2621  | 7,2609  | 8,5468  | 10,3070 | 11,7212 | 13,0297 | 14,3389 | 15,7332 | 17,3217 | 19,3107 | 22,3071 | 24,9958 | 27,4884 | 30,5779 |
| 16 | 5,8122  | 6,9077  | 7,9616  | 9,3122  | 11,1521 | 12,6243 | 13,9827 | 15,3385 | 16,7795 | 18,4179 | 20,4651 | 23,5418 | 26,2962 | 28,8454 | 31,9999 |
| 17 | 6,4078  | 7,5642  | 8,6718  | 10,0852 | 12,0023 | 13,5307 | 14,9373 | 16,3382 | 17,8244 | 19,5110 | 21,6146 | 24,7690 | 27,5871 | 30,1910 | 33,4087 |
| 18 | 7,0149  | 8,2307  | 9,3905  | 10,8649 | 12,8570 | 14,4399 | 15,8932 | 17,3379 | 18,8679 | 20,6014 | 22,7595 | 25,9894 | 28,8693 | 31,5264 | 34,8053 |
| 19 | 7,6327  | 8,9065  | 10,1170 | 11,6509 | 13,7158 | 15,3517 | 16,8504 | 18,3377 | 19,9102 | 21,6891 | 23,9004 | 27,2036 | 30,1435 | 32,8523 | 36,1909 |
| 20 | 8,2604  | 9,5908  | 10,8508 | 12,4426 | 14,5784 | 16,2659 | 17,8088 | 19,3374 | 20,9514 | 22,7745 | 25,0375 | 28,4120 | 31,4104 | 34,1696 | 37,5662 |
| 21 | 8,8972  | 10,2829 | 11,5913 | 13,2396 | 15,4446 | 17,1823 | 18,7683 | 20,3372 | 21,9915 | 23,8578 | 26,1711 | 29,6151 | 32,6706 | 35,4789 | 38,9322 |
| 22 | 9,5425  | 10,9823 | 12,3380 | 14,0415 | 16,3140 | 18,1007 | 19,7288 | 21,3370 | 23,0307 | 24,9390 | 27,3015 | 30,8133 | 33,9244 | 36,7807 | 40,2894 |
| 23 | 10,1957 | 11,6886 | 13,0905 | 14,8480 | 17,1865 | 19,0211 | 20,6902 | 22,3369 | 24,0689 | 26,0184 | 28,4288 | 32,0069 | 35,1725 | 38,0756 | 41,6384 |
| 24 | 10,8564 | 12,4012 | 13,8484 | 15,6587 | 18,0618 | 19,9432 | 21,6525 | 23,3367 | 25,1063 | 27,0960 | 29,5533 | 33,1962 | 36,4150 | 39,3641 | 42,9798 |
| 25 | 11,5240 | 13,1197 | 14,6114 | 16,4734 | 18,9398 | 20,8670 | 22,6156 | 24,3366 | 26,1430 | 28,1719 | 30,6752 | 34,3816 | 37,6525 | 40,6465 | 44,3141 |
| 26 | 12,1981 | 13,8439 | 15,3792 | 17,2919 | 19,8202 | 21,7924 | 23,5794 | 25,3365 | 27,1789 | 29,2463 | 31,7946 | 35,5632 | 38,8851 | 41,9232 | 45,6417 |
| 27 | 12,8785 | 14,5734 | 16,1514 | 18,1139 | 20,7030 | 22,7192 | 24,5440 | 26,3363 | 28,2141 | 30,3193 | 32,9117 | 36,7412 | 40,1133 | 43,1945 | 46,9629 |
| 28 | 13,5647 | 15,3079 | 16,9279 | 18,9392 | 21,5880 | 23,6475 | 25,5093 | 27,3362 | 29,2486 | 31,3909 | 34,0266 | 37,9159 | 41,3371 | 44,4608 | 48,2782 |
| 29 | 14,2565 | 16,0471 | 17,7084 | 19,7677 | 22,4751 | 24,5770 | 26,4751 | 28,3361 | 30,2825 | 32,4612 | 35,1394 | 39,0875 | 42,5570 | 45,7223 | 49,5879 |
| 30 | 14,9535 | 16,7908 | 18,4927 | 20,5992 | 23,3641 | 25,5078 | 27,4416 | 29,3360 | 31,3159 | 33,5302 | 36,2502 | 40,2560 | 43,7730 | 46,9792 | 50,8922 |
| 31 | 15,6555 | 17,5387 | 19,2806 | 21,4336 | 24,2551 | 26,4397 | 28,4087 | 30,3359 | 32,3486 | 34,5981 | 37,3591 | 41,4217 | 44,9853 | 48,2319 | 52,1914 |
| 32 | 16,3622 | 18,2908 | 20,0719 | 22,2706 | 25,1478 | 27,3728 | 29,3763 | 31,3359 | 33,3809 | 35,6649 | 38,4663 | 42,5847 | 46,1943 | 49,4804 | 53,4858 |
| 33 | 17,0735 | 19,0467 | 20,8665 | 23,1102 | 26,0422 | 28,3069 | 30,3444 | 32,3358 | 34,4126 | 36,7307 | 39,5718 | 43,7452 | 47,3999 | 50,7251 | 54,7755 |
| 34 | 17,7891 | 19,8063 | 21,6643 | 23,9523 | 26,9383 | 29,2421 | 31,3130 | 33,3357 | 35,4438 | 37,7954 | 40,6756 | 44,9032 | 48,6024 | 51,9660 | 56,0609 |
| 35 | 18,5089 | 20,5694 | 22,4650 | 24,7967 | 27,8359 | 30,1782 | 32,2821 | 34,3356 | 36,4746 | 38,8591 | 41,7780 | 46,0588 | 49,8018 | 53,2033 | 57,3421 |
| 36 | 19,2327 | 21,3359 | 23,2686 | 25,6433 | 28,7350 | 31,1152 | 33,2517 | 35,3356 | 37,5049 | 39,9220 | 42,8788 | 47,2122 | 50,9985 | 54,4373 | 58,6192 |
| 37 | 19,9602 | 22,1056 | 24,0749 | 26,4921 | 29,6355 | 32,0532 | 34,2216 | 36,3355 | 38,5348 | 40,9839 | 43,9782 | 48,3634 | 52,1923 | 55,6680 | 59,8925 |
| 38 | 20,6914 | 22,8785 | 24,8839 | 27,3430 | 30,5373 | 32,9919 | 35,1920 | 37,3355 | 39,5643 | 42,0451 | 45,0763 | 49,5126 | 53,3835 | 56,8955 | 61,1621 |
| 39 | 21,4262 | 23,6543 | 25,6954 | 28,1958 | 31,4405 | 33,9315 | 36,1628 | 38,3354 | 40,5935 | 43,1053 | 46,1730 | 50,6598 | 54,5722 | 58,1201 | 62,4281 |
| 40 | 22,1643 | 24,4330 | 26,5093 | 29,0505 | 32,3450 | 34,8719 | 37,1340 | 39,3353 | 41,6222 | 44,1649 | 47,2685 | 51,8051 | 55,7585 | 59,3417 | 63,6907 |
| 41 | 22,9056 | 25,2145 | 27,3256 | 29,9071 | 33,2506 | 35,8131 | 38,1055 | 40,3353 | 42,6506 | 45,2236 | 48,3628 | 52,9485 | 56,9424 | 60,5606 | 64,9501 |
| 42 | 23,6501 | 25,9987 | 28,1440 | 30,7654 | 34,1574 | 36,7550 | 39,0774 | 41,3352 | 43,6786 | 46,2817 | 49,4560 | 54,0902 | 58,1240 | 61,7768 | 66,2062 |
| 43 | 24,3976 | 26,7854 | 28,9647 | 31,6255 | 35,0653 | 37,6975 | 40,0496 | 42,3352 | 44,7063 | 47,3390 | 50,5480 | 55,2302 | 59,3035 | 62,9904 | 67,4593 |
| 44 | 25,1480 | 27,5746 | 29,7875 | 32,4871 | 35,9743 | 38,6408 | 41,0222 | 43,3352 | 45,7336 | 48,3957 | 51,6389 | 56,3685 | 60,4809 | 64,2015 | 68,7095 |
| 45 | 25,9013 | 28,3662 | 30,6123 | 33,3504 | 36,8844 | 39,5847 | 41,9950 | 44,3351 | 46,7607 | 49,4517 | 52,7288 | 57,5053 | 61,6562 | 65,4102 | 69,9568 |
| 46 | 26,6572 | 29,1601 | 31,4390 | 34,2152 | 37,7955 | 40,5292 | 42,9682 | 45,3351 | 47,7874 | 50,5071 | 53,8177 | 58,6405 | 62,8296 | 66,6165 | 71,2014 |
| 47 | 27,4158 | 29,9562 | 32,2676 | 35,0814 | 38,7075 | 41,4744 | 43,9417 | 46,3350 | 48,8139 | 51,5619 | 54,9056 | 59,7743 | 64,0011 | 67,8206 | 72,4433 |
| 48 | 28,1770 | 30,7545 | 33,0981 | 35,9491 | 39,6205 | 42,4201 | 44,9154 | 47,3350 | 49,8401 | 52,6161 | 55,9926 | 60,9066 | 65,1708 | 69,0226 | 73,6826 |
| 49 | 28,9406 | 31,5549 | 33,9303 | 36,8182 | 40,5344 | 43,3664 | 45,8895 | 48,3350 | 50,8660 | 53,6697 | 57,0786 | 62,0375 | 66,3386 | 70,2224 | 74,9195 |
| 50 | 29,7067 | 32,3574 | 34,7643 | 37,6886 | 41,4492 | 44,3133 | 46,8638 | 49,3349 | 51,8916 | 54,7228 | 58,1638 | 63,1671 | 67,5048 | 71,4202 | 76,1539 |