
ГОСУДАРСТВЕННЫЙ КОМИТЕТ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ
ПО СТАНДАРТИЗАЦИИ И МЕТРОЛОГИИ



НАЦИОНАЛЬНЫЙ
СТАНДАРТ
РОССИЙСКОЙ
ФЕДЕРАЦИИ

ГОСТ Р
50779.21—
2004

Статистические методы

**ПРАВИЛА ОПРЕДЕЛЕНИЯ И МЕТОДЫ
РАСЧЕТА СТАТИСТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК
ПО ВЫБОРОЧНЫМ ДАННЫМ**

Часть 1

Нормальное распределение

Издание официальное

БЗ 8—2003/84

Москва
ИПК Издательство стандартов
2004

Предисловие

1 РАЗРАБОТАН Техническим комитетом по стандартизации ТК 125 «Статистические методы в управлении качеством продукции»

2 ВНЕСЕН Научно-техническим управлением Госстандарта России

3 УТВЕРЖДЕН И ВВЕДЕН В ДЕЙСТВИЕ Постановлением Госстандарта России от 12 января 2004 г. № 3-ст

4 Настоящий стандарт разработан с учетом основных нормативных положений международного стандарта ИСО 2854:1976 «Статистическое представление данных. Методы оценки и проверки гипотез о средних значениях и дисперсиях» (ISO 2854:76 «Statistical interpretation of data — Techniques of estimation and tests relating to means and variance», NEQ)

5 ВЗАМЕН ГОСТ Р 50779.21—96

Информация об изменениях к настоящему стандарту публикуется в указателе «Национальные стандарты», а текст этих изменений — в информационных указателях «Национальные стандарты». В случае пересмотра или отмены настоящего стандарта соответствующая информация будет опубликована в информационном указателе «Национальные стандарты»

Содержание

| | |
|--|----|
| 1 Область применения | 1 |
| 2 Нормативные ссылки | 1 |
| 3 Термины и определения | 2 |
| 4 Обозначения | 2 |
| 5 Общие требования | 3 |
| 6 Точечное и интервальное оценивание математического ожидания генеральной совокупности .. | 4 |
| 7 Точечное и интервальное оценивание дисперсии генеральной совокупности | 13 |
| 8 Точечное и интервальное оценивание доли распределения случайной величины в заданном интервале | 16 |
| Приложение А (справочное) Таблица значений функции стандартного нормального закона распределения | 25 |
| Приложение Б (справочное) Таблица значений квантилей распределения Стьюдента | 27 |
| Приложение В (справочное) Таблица значений квантилей χ^2_α распределения | 28 |
| Приложение Г (справочное) Таблицы значений квантилей распределения Фишера | 30 |

Введение

Стандарт устанавливает процедуры и методы решения ряда практических задач статистики в случае, когда наблюдаемые величины являются случайными и распределены по нормальному закону.

В стандарте изложены методы решения следующих задач:

- а) точечного оценивания параметров нормального распределения случайной величины;
- б) точечного оценивания вероятности попадания (доли распределения) случайной величины в заданный интервал и вне его;
- в) интервального (доверительного) оценивания параметров нормального распределения и доли распределения;
- г) проверки гипотез об этих же величинах.

Все процедуры, приведенные в стандарте, используют ограниченный ряд статистически независимых наблюдений, полученных в производстве, в лабораторных условиях, при контроле, измерении, оценке и т. п.

ПРАВИЛА ОПРЕДЕЛЕНИЯ И МЕТОДЫ РАСЧЕТА СТАТИСТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК
ПО ВЫБОРОЧНЫМ ДАННЫМ

Часть 1

Нормальное распределение

Statistical methods. Determination rules and methods for calculation of statistical characteristics based on sample data.
Part 1. Normal distribution

Дата введения — 2004—06—01

1 Область применения

Настоящий стандарт устанавливает методы, применяемые для:

- оценки математического ожидания и дисперсии генеральной совокупности;
- проверки гипотез относительно значений этих параметров;
- оценки вероятности попадания (доли распределения) случайной величины в заданный интервал.

Примечание — Вероятность попадания случайной величины в интервал равна доле распределения случайной величины в этом интервале. В большинстве практических задач физический смысл имеет понятие «доля распределения случайной величины в интервале», которое далее применено в настоящем стандарте.

Методы, изложенные в настоящем стандарте, применимы в том случае, если выполнены следующие условия:

- элементы выборки получены путем независимых повторений эксперимента. В случае конечной генеральной совокупности объем выборки должен составлять не более 10 % объема генеральной совокупности;
- наблюдаемые переменные распределены по нормальному закону. Однако если распределение вероятностей несильно отличается от нормального, то описанные в стандарте методы остаются применимыми для большинства практических приложений. В этом случае объем выборки должен быть не менее 10 единиц, причем достоверность получаемых статистических выводов возрастает при увеличении объемов выборок.

2 Нормативные ссылки

В настоящем стандарте использованы ссылки на следующие стандарты:

ГОСТ Р 50779.10—2000 (ИСО 3534-1—93) Статистические методы. Вероятность и основы статистики. Термины и определения

ГОСТ Р 50779.11—2000 (ИСО 3534-2—93) Статистические методы. Статистическое управление качеством. Термины и определения

Примечание — При пользовании настоящим стандартом целесообразно проверить действие ссылочных стандартов по указателю «Национальные стандарты», составленному по состоянию на 1 января текущего года, и по соответствующим информационным указателям, опубликованным в текущем году. Если ссылочный документ заменен (изменен), то при пользовании настоящим стандартом следует руководствоваться замененным (измененным) стандартом. Если ссылочный документ отменен без замены, то положение, в котором дана ссылка на него, применяется в части, не затрагивающей эту ссылку.

3 Термины и определения

В настоящем стандарте применены термины по ГОСТ Р 50779.10 и ГОСТ Р 50779.11, а также следующие термины с соответствующими определениями:

3.1 **точечное оценивание параметра**: Получение оценки параметра в виде одного численного значения;

3.2 **интервальное (доверительное) оценивание параметра**: Получение оценки параметра в виде доверительного интервала;

3.3 **доверительный интервал**: Интервал, границы которого являются функциями от выборочных данных и который покрывает истинное значение оцениваемого параметра с вероятностью не менее $1 - \alpha$ (где $1 - \alpha$ — доверительная вероятность).

Примечание — Доверительный интервал может быть двусторонним или односторонним;

3.4 **нулевая гипотеза**: Предположение о распределении генеральной совокупности, которое проверяют по статистическим данным.

Примечание — В частности, в настоящем стандарте рассмотрены предположения о значениях параметров распределения.

4 Обозначения

В настоящем стандарте применены следующие обозначения:

- μ — математическое ожидание нормального закона распределения (среднее значение генеральной совокупности, далее — среднее значение);
- μ_0 — известное значение параметра μ ;
- μ_1, μ_2 — математические ожидания для двух различных генеральных совокупностей;
- $\hat{\mu}$ — точечная оценка параметра μ ; $\hat{\mu} = \bar{x}$;
- μ_M, μ_L — верхняя и нижняя доверительные границы параметра μ ;
- $(\mu_1 - \mu_2)^A$ — точечная оценка разности значений параметров μ_1 и μ_2 ;
- σ — стандартное (среднеквадратичное) отклонение нормально распределенной случайной величины;
- D — дисперсия генеральной совокупности; $D = \sigma^2$;
- D_0 — известное значение дисперсии генеральной совокупности, $D_0 = \sigma_0^2$;
- σ_0 — известное численное значение параметра σ ;
- σ_{01}, σ_{02} — известные значения параметров σ_1 и σ_2 для двух генеральных совокупностей;
- $\hat{\sigma}$ — точечная оценка параметра σ , $\hat{\sigma} = S$;
- σ_M, σ_L — верхняя и нижняя доверительные границы параметра σ ;
- D — точечная оценка дисперсии;
- x — выборочное значение наблюдаемой случайной величины;
- x_1 — выборочное значение случайной величины из первой генеральной совокупности;
- x_2 — то же, из второй генеральной совокупности;
- n, n_1, n_2 — объемы выборок;
- $\bar{x}, \bar{x}_1, \bar{x}_2$ — среднеарифметические значения (выборочные средние);
- $S = \sqrt{\frac{(x - \bar{x})^2}{(n-1)}}$ — выборочное стандартное (среднеквадратичное) отклонение;
- S_1, S_2 — то же для двух выборок соответственно;
- α — риск первого рода (вероятность отвергнуть гипотезу, когда она верна);
- $(1 - \alpha)$ — уровень значимости при проверке гипотез, а также доверительная вероятность $0 < \alpha < 1$;

- v — число степеней свободы;
- $u_{1-\alpha}, u_{1-\alpha/2}$ — квантили стандартного нормального закона распределения уровней $1 - \alpha$ и $1 - \alpha/2$ соответственно;
- $t_{1-\alpha}(v), t_{1-\alpha/2}(v)$ — квантили распределения Стьюдента с v степенями свободы уровней $1 - \alpha$ и $1 - \alpha/2$ соответственно;
- $F_{1-\alpha}(v_1, v_2)$ — квантиль распределения Фишера с v_1 и v_2 степенями свободы уровня $1 - \alpha$;
- $\chi^2_{1-\alpha}(v), \chi^2_{1-\alpha/2}(v), \chi^2_{\alpha/2}(v)$ — квантили χ^2 распределения с v степенями свободы уровней $1 - \alpha$, $1 - \alpha/2$ и $\alpha/2$ соответственно;
- L, M — нижняя и верхняя границы интервала соответственно;
- p — доля распределения (вероятность попадания) случайной величины в заданный интервал $[L, M]$;
- q — доля распределения (вероятность попадания) случайной величины вне интервала $[L, M]$, причем $q + p = 1$;
- \hat{p}, \hat{q} — точечные оценки p и q ;
- p_L, q_L — нижние односторонние доверительные границы для p и q ;
- p_M, q_M — верхние односторонние доверительные границы для p и q ;
- C — случайное событие: например, попадание случайной величины в заданный интервал;
- $\text{Prob}\{C\}$ — вероятность случайного события C ;
- Σx — сумма выборочных значений.

5 Общие требования

5.1 Настоящий стандарт содержит описание типовых статистических задач, а также процедур, при помощи которых они решаются. Представленные задачи могут быть разбиты на три класса:

- точечное и интервальное оценивание среднего значения генеральной совокупности;
- точечное и интервальное оценивание дисперсии генеральной совокупности;
- точечное и интервальное оценивание доли распределения (вероятность попадания) случайной величины в заданном интервале и вне его.

5.2 Для решения каждой из перечисленных задач по 5.1 приведены процедуры их решения (разделы 6, 7, 8), включающие в себя:

- 1) статистические и исходные данные;
- 2) определение стандартных табличных данных, которые необходимы для проведения вычислений (приложения А, Б, В, Г), а также проведение вычислений параметров и коэффициентов по приведенным формулам;
- 3) результаты, полученные в итоге проведенных вычислений.

5.3 Для задач каждого класса приведены примеры их применения на практике (в производстве, медицине, химии). Спектр возможных применений этих задач не ограничивается приведенными в разделах 6, 7, 8 примерами.

5.4 Во всех приведенных задачах предполагается, что статистические и исходные данные подчиняются нормальному закону распределения. В тех случаях, когда изначально в этом нет достаточной уверенности, должны быть проведены предварительные исследования соответствия исходных данных нормальному закону.

5.5 Процедуры решения перечисленных в 5.1 задач представлены в таблицах, соответствующих этим задачам (разделы 6, 7, 8).

Номера таблиц разделов 6, 7, 8 для решения соответствующих задач перечислены в обобщенных таблицах 5.1, 5.2, 5.3, 5.4.

Т а б л и ц а 5.1 — Номера таблиц для решения задач по оценке среднего значения (раздел 6)

| Задача оценки среднего значения | Номер таблицы | |
|--|---------------|----------------|
| | D известна | D неизвестна |
| Оценка среднего | 6.1 | 6.2 |
| Сравнение среднего значения с заданным значением | 6.3 | 6.4 |
| Сравнение двух средних | 6.5 | 6.6 |
| Оценка разности двух средних | 6.7 | 6.8 |

Т а б л и ц а 5.2 — Номера таблиц для решения задач по оценке дисперсии (раздел 7)

| Задача оценки дисперсии | Номер таблицы |
|--|---------------|
| Оценка дисперсии | 7.1 |
| Сравнение дисперсии или стандартного отклонения с заданным значением | 7.2 |
| Сравнение двух дисперсий или двух стандартных отклонений | 7.3 |

Т а б л и ц а 5.3 — Номера таблиц для решения задач по точечной оценке доли распределения случайной величины в заданном интервале (раздел 8)

| Номер таблицы | |
|---------------|----------------|
| D известна | D неизвестна |
| 8.2 | 8.3 |

Т а б л и ц а 5.4 — Номера таблиц для решения задач по интервальной оценке доли распределения случайной величины при неизвестной дисперсии в заданном интервале (раздел 8)

| Заданные границы интервала | Искомая величина | Номер таблицы |
|----------------------------|------------------|---------------|
| L | $p_L \cdot q_M$ | 8.4 |
| M | $p_L \cdot q_M$ | 8.5 |
| L, M | $p_L \cdot q_M$ | 8.6 |
| L | $p_M \cdot q_L$ | 8.7 |
| M | $p_M \cdot q_L$ | 8.8 |
| L, M | $p_M \cdot q_L$ | 8.9 |

5.6 Процедуры интервального оценивания доли распределения случайной величины в заданном интервале, изложенные в разделе 8 настоящего стандарта, являются простыми для применения, но не самыми эффективными. Более эффективными являются процедуры с использованием таблиц нецентрального распределения Стьюдента или таблиц толерантных множителей, которые в настоящем стандарте не приведены.

6 Точечное и интервальное оценивание математического ожидания генеральной совокупности

6.1 Алгоритм точечного и интервального оценивания среднего значения при известной дисперсии приведен в таблице 6.1.

Таблица 6.1 — Оценка среднего значения при известной дисперсии

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|---|--|
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\Sigma x =$ 3 Известное значение дисперсии: $\sigma_0^2 =$ 4 Выбранная доверительная вероятность: $1 - \alpha =$ | 1 Квантиль стандартного нормального закона распределения уровня $(1 - \alpha)$: $U_{1-\alpha} =$ 2 Квантиль стандартного нормального закона распределения уровня $(1 - \alpha/2)$: $U_{1-\alpha/2} =$ 3 Вычисляем: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x =$ 4 Вычисляем: $K_1 = \frac{U_{1-\alpha} \cdot n}{\sqrt{n}} =$ 5 Вычисляем: $K_2 = \frac{U_{1-\alpha/2} \cdot n}{\sqrt{n}} =$ |
| Результаты 1 Точечная оценка параметра μ : $\hat{\mu} = \bar{x} =$ 2 Двусторонний симметричный доверительный интервал для μ : $\bar{x} - K_2 \sigma_0 \leq \mu \leq \bar{x} + K_2 \sigma_0$ 3 Односторонние доверительные интервалы для μ : $\mu \leq \bar{x} + K_1 \sigma_0$ или $\mu \geq \bar{x} - K_1 \sigma_0$ | |
| П р и м е ч а н и е — Квантили стандартного нормального закона распределения определяют по таблице А.1 приложения А. | |

Примеры

1 Определение настроенности станка-автомата при механической обработке (например, токарного, шлифовального). Точность станка, определяемая разбросом получаемых размеров деталей без изменения настройки, считается известной, а центр настройки μ требуется определить. Возможны оценки в виде точечного значения $\hat{\mu}$ или в виде интервала, который с известной степенью доверия (доверительной вероятностью) включает неизвестное значение μ . Интервал может быть:

- двусторонним, если необходима уверенность с заданной доверительной вероятностью, в каких пределах может лежать μ ;
- односторонним с верхней границей, если необходима уверенность, что μ не выше какого-то значения;
- односторонним с нижней границей, если необходима уверенность, что μ не ниже какого-то значения.

2 Оценка настройки автоматического оборудования для розлива жидкости в тару. Условие и возможные типы оценок — как в примере 1.

3 Многие другие технологические процессы с известной или оцененной заранее точностью (т. е. известным параметром σ_0^2), в которых выходной контролируемый параметр имеет равновозможные отклонения в большую или меньшую стороны от центра настройки μ . Условие и возможные типы оценок — как в примере 1.

6.2 Алгоритм точечного и интервального оценивания среднего значения при неизвестной дисперсии приведен в таблице 6.2.

Таблица 6.2 — Оценка среднего значения при неизвестной дисперсии

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|---|---|
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$ 3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$ 4 Степени свободы: $\nu = n - 1 =$ 5 Выбранная доверительная вероятность: $1 - \alpha =$ | 1 Квантиль распределения Стьюдента уровня $(1 - \alpha)$ с ν степенями свободы: $t_{1-\alpha}(\nu) =$ 2 Квантиль распределения Стьюдента уровня $(1 - \alpha/2)$ с ν степенями свободы: $t_{1-\alpha/2}(\nu) =$ 3 Вычисляем: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x =$ 4 Вычисляем: $\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1} = \frac{\sum x^2 - (\sum x)^2/n}{n - 1} =$ 5 Вычисляем: $S = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1}} =$ 6 Вычисляем: $l_1 = \frac{t_{1-\alpha}(\nu)}{\sqrt{n}} =$ 7 Вычисляем: $l_2 = \frac{t_{1-\alpha/2}(\nu)}{\sqrt{n}} =$ |
| Результаты 1 Точечная оценка параметра μ : $\hat{\mu} = \bar{x} =$ 2 Точечная оценка параметра D : $D = S^2 =$ 3 Двусторонний симметричный доверительный интервал для параметра μ : $\bar{x} - l_2 S \leq \mu \leq \bar{x} + l_2 S.$ 4 Односторонние доверительные интервалы для параметра μ : $\mu \leq \bar{x} + l_1 S$ или (1) $\mu \geq \bar{x} - l_1 S.$ (2) | |
| П р и м е ч а н и е — Квантили распределения Стьюдента определяют по таблице Б.1 приложения Б. | |

П р и м е р ы — Примеры те же, что в 6.1, но точность, определяемая разбросом контролируемых значений, заранее неизвестна.

6.3 Алгоритм решения задачи сравнения неизвестного среднего значения с заданным значением μ_0 при известной дисперсии приведен в таблице 6.3.

Таблица 6.3 — Сравнение неизвестного среднего значения с заданным значением μ_0 при известной дисперсии

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|---|--|
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$ 3 Заданное значение: $\mu_0 =$ 4 Известное значение дисперсии генеральной совокупности: $\sigma_0^2 =$ или стандартного отклонения: $\sigma_0 =$ 5 Выбранный уровень значимости: $\alpha =$ | 1 Квантиль стандартного нормального закона распределения уровня $(1 - \alpha)$: $u_{1-\alpha} =$ 2 Квантиль стандартного нормального закона распределения уровня $(1 - \alpha/2)$: $u_{1-\alpha/2} =$ 3 Вычисляем: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x =$ |
| Результаты Сравнение выборочного среднего значения \bar{x} с заданным значением μ_0 : 1 В двустороннем случае: Предположение равенства выборочного среднего и заданного значений (нулевая гипотеза) отклоняется, если: $ \bar{x} - \mu_0 > [u_{1-\alpha/2} / \sqrt{n}] \sigma_0$ 2 В одностороннем случае: а) предположение о том, что выборочное среднее не менее чем μ_0 (нулевая гипотеза) отклоняется, если: $\bar{x} < \mu_0 - [u_{1-\alpha} / \sqrt{n}] \sigma_0$ б) предположение о том, что выборочное среднее не более чем μ_0 (нулевая гипотеза) отклоняется, если: $\bar{x} > \mu_0 + [u_{1-\alpha} / \sqrt{n}] \sigma_0$ | |
| П р и м е ч а н и е — Квантили стандартного нормального закона распределения определяют по таблице А.1 приложения А. | |

Пример — Проверка правильности настройки технологического процесса на середину поля допуска или на заданное оптимальное значение. Точность технологического процесса предполагается известной или заранее оцененной, т. е. значение σ_0^2 известно.

Возможные технологические процессы: механическая обработка, расфасовка и другие, где равновозможны отклонения контролируемого параметра в большую и меньшую сторону от центра настройки.

6.4 Алгоритм решения задачи сравнения неизвестного среднего значения с заданным значением μ_0 при неизвестной дисперсии приведен в таблице 6.4.

Таблица 6.4 — Сравнение неизвестного среднего значения с заданным значением μ_0 при неизвестной дисперсии

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|--|---|
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$ 3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$ 4 Заданное значение: $\mu_0 =$ 5 Степени свободы: $\nu = n - 1 =$ 6 Выбранный уровень значимости: $\alpha =$ | 1 Квантиль распределения Стюдента уровня $(1 - \alpha)$ с ν степенями свободы: $t_{1-\alpha}(\nu) =$ 2 Квантиль распределения Стюдента уровня $(1 - \alpha)/2$ с ν степенями свободы: $t_{1-\alpha/2}(\nu) =$ 3 Вычисляем: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x =$ 4 Вычисляем: $\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1} = \frac{\sum x^2 - (\sum x)^2/n}{n - 1} =$ 5 Вычисляем: $S = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1}} =$ |
| Результаты Сравнение выборочного среднего значения \bar{x} с заданным значением μ_0 : 1 В двустороннем случае: Предположение равенства выборочного среднего и заданного значений (нулевая гипотеза) отклоняется, если: $ \bar{x} - \mu_0 > [t_{1-\alpha/2}(\nu)/\sqrt{n}] S.$ 2 В одностороннем случае: а) предположение о том, что выборочное среднее не менее чем μ_0 (нулевая гипотеза) отклоняется, если: $\bar{x} < \mu_0 - [t_{1-\alpha}(\nu)/\sqrt{n}] S;$ б) предположение о том, что выборочное среднее не более чем μ_0 (нулевая гипотеза) отклоняется, если: $\bar{x} > \mu_0 + [t_{1-\alpha}(\nu)/\sqrt{n}] S.$ | |
| П р и м е ч а н и е — Квантили распределения Стюдента определяют по таблице Б.1 приложения Б. | |

Примеры

1 То же, что в примере 6.3, но точность технологического процесса заранее неизвестна.

2 Контрольные проверки в розничной торговле и сфере обслуживания.

Например, у пяти человек, купивших по 1 кг сливочного масла, проводят повторное взвешивание товара на контрольных, более точных весах. При этом должен быть получен ответ на вопрос: являются ли отклонения от точного веса случайными или имеется систематическое обвешивание покупателей.

То же — при отпуске бензина и масел на автозаправочных станциях, то же — при продаже тканей в магазинах и т. п.

6.5 Алгоритм решения задачи сравнения двух неизвестных средних значений при известных дисперсиях приведен в таблице 6.5.

Таблица 6.5 — Сравнение двух неизвестных средних значений при известных дисперсиях

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|---|---|
| <div style="display: flex; justify-content: space-between;"> <div> <p>Первая выборка</p> <p>Вторая выборка</p> <p>1 Объем выборки: $n_1 =$ $n_2 =$</p> <p>2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x_1 =$ $\sum x_2 =$</p> <p>3 Известные значения дисперсий генеральных совокупностей: $\sigma_{01}^2 =$ $\sigma_{02}^2 =$</p> <p>4 Выбранный уровень значимости: $\alpha =$</p> </div> </div> | <p>1 Квантиль стандартного нормального закона распределения уровня $(1 - \alpha)$:</p> $u_{1-\alpha} =$ <p>2 Квантиль стандартного нормального закона распределения уровня $(1 - \alpha/2)$:</p> $u_{1-\alpha/2} =$ <p>3 Вычисляем:</p> $\bar{x}_1 = \frac{\sum x_1}{n_1} = ; \quad \bar{x}_2 = \frac{\sum x_2}{n_2} =$ <p>4 Вычисляем:</p> $\sigma_d = \sqrt{\frac{\sigma_{01}^2}{n_1} + \frac{\sigma_{02}^2}{n_2}} =$ |
| <p>Результаты</p> <p>Сравнение средних значений двух совокупностей:</p> <p>1 В двустороннем случае:</p> <p>Предположение равенства средних значений (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $ \bar{x}_1 - \bar{x}_2 > u_{1-\alpha/2} \sigma_d$ <p>2 В одностороннем случае:</p> <p>а) предположение о том, что первое среднее не менее второго (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $\bar{x}_1 < \bar{x}_2 - u_{1-\alpha} \sigma_d$ <p>б) предположение о том, что первое среднее не более второго (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $\bar{x}_1 > \bar{x}_2 + u_{1-\alpha} \sigma_d$ | |
| <p>П р и м е ч а н и е — Квантили стандартного нормального закона распределения определяют по таблице А.1 приложения А.</p> | |

Примеры

1 Технологический процесс механической обработки проводят параллельно на двух станках, точность каждого из них известна, т. е. известны параметры σ_{01} и σ_{02} . Можно ли считать, что оба станка настроены одинаково? Можно ли смешивать детали, произведенные на этих двух станках? Это бывает существенно, если дальнейшие технологические процессы подстраивают под среднее значение — параметр данного технологического процесса.

2 Требуется определить, одинаково ли среднее значение — параметр содержания кофеина в двух партиях таблеток аскофена, выпущенных разными фармацевтическими заводами. При этом заранее известны характеристики разброса этого содержания (т. е. дисперсии) для каждого из двух заводов.

6.6 Алгоритм решения задачи сравнения двух средних значений при неизвестных, но равных дисперсиях приведен в таблице 6.6.

Таблица 6.6 — Сравнение двух средних значений при неизвестных дисперсиях

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|--|--|
| <p>Первая выборка Вторая выборка</p> <p>1 Объем выборки: $n_1 =$ $n_2 =$</p> <p>2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\Sigma x_1 =$ $\Sigma x_2 =$</p> <p>3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\Sigma x_1^2 =$ $\Sigma x_2^2 =$</p> <p>4 Степени свободы: $v = n_1 + n_2 - 2 =$</p> <p>5 Выбранный уровень значимости: $\alpha =$</p> | <p>1 Квантиль распределения Стьюдента уровня $(1 - \alpha)$ с v степенями свободы:</p> $t_{1-\alpha}(v) =$ <p>2 Квантиль распределения Стьюдента уровня $(1 - \alpha/2)$ с v степенями свободы:</p> $t_{1-\alpha/2}(v) =$ <p>3 Вычисляем:</p> $\bar{x}_1 = \frac{\Sigma x_1}{n_1} = ; \quad \bar{x}_2 = \frac{\Sigma x_2}{n_2} =$ <p>4 Вычисляем:</p> $\Sigma (x_1 - \bar{x}_1)^2 + \Sigma (x_2 - \bar{x}_2)^2 =$ $= \Sigma x_1^2 + \Sigma x_2^2 - \frac{1}{n_1} (\Sigma x_1)^2 - \frac{1}{n_2} (\Sigma x_2)^2 =$ <p>5 Вычисляем:</p> $S_d = \sqrt{\frac{(n_1 + n_2)}{n_1 n_2} \cdot \frac{\Sigma (x_1 - \bar{x}_1)^2 + \Sigma (x_2 - \bar{x}_2)^2}{n_1 + n_2 - 2}} =$ |
| <p>Результаты</p> <p>Сравнение средних значений двух совокупностей:</p> <p>1 В двухстороннем случае:</p> <p>а) предположение о том, что средние μ_1 и μ_2 совпадают (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $ \bar{x}_1 - \bar{x}_2 > t_{1-\alpha/2}(v) S_d.$ <p>2 В одностороннем случае:</p> <p>а) предположение о том, что $\mu_1 \geq \mu_2$ (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $\bar{x}_1 < \bar{x}_2 - t_{1-\alpha}(v) S_d;$ <p>б) предположение о том, что $\mu_1 \leq \mu_2$ (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $\bar{x}_1 > \bar{x}_2 + t_{1-\alpha}(v) S_d.$ | |
| <p>Примечание — Квантили распределения Стьюдента определяют по таблице Б.1 приложения Б.</p> | |

Примечание — Дисперсии неизвестны, но в предположении могут быть равными.

Примеры

1 Примеры те же, что для 6.5, но дисперсии неизвестны. Применение этих задач может встречаться чаще, чем применение задач по 6.5, т. к. в большинстве случаев в двух сравниваемых процессах или совокупностях дисперсии неизвестны.

2 Пример 2 по 6.5 может быть распространен на сравнение содержания различных химических веществ или примесей в двух совокупностях.

6.7 Алгоритм точечного и интервального оценивания разности двух средних значений при известных дисперсиях приведен в таблице 6.7.

Т а б л и ц а 6.7 — Оценка разности двух средних значений при известных дисперсиях

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|--|---|
| <p>Первая выборка Вторая выборка</p> <p>1 Объем выборки: $n_1 =$ $n_2 =$</p> <p>2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\Sigma x_1 =$ $\Sigma x_2 =$</p> <p>3 Известное значение дисперсий генеральной совокупности: $\sigma_{01}^2 =$ $\sigma_{02}^2 =$</p> <p>4 Выбранный уровень значимости: $\alpha =$,</p> <p>тогда доверительная вероятность равна $1 - \alpha =$</p> | <p>1 Квантиль стандартного нормального закона распределения уровня $(1 - \alpha)$:</p> $u_{1-\alpha} =$ <p>2 Квантиль стандартного нормального закона распределения уровня $(1 - \alpha/2)$:</p> $u_{1-\alpha/2} =$ <p>3 Вычисляем:</p> $\bar{x}_1 = \frac{\Sigma x_1}{n_1} = ; \quad \bar{x}_2 = \frac{\Sigma x_2}{n_2} =$ <p>4 Вычисляем:</p> $\sigma_d = \sqrt{\frac{\sigma_{01}^2}{n_1} + \frac{\sigma_{02}^2}{n_2}} =$ |
| <p>Результаты</p> <p>1 Точечная оценка равенности между средними значениями параметров μ_1 и μ_2 для двух совокупностей:</p> $(\mu_1 - \mu_2)^{\wedge} = \bar{x}_1 - \bar{x}_2 .$ <p>2 Односторонний доверительный интервал для разности $(\mu_1 - \mu_2)$:</p> $(\mu_1 - \mu_2) < (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + u_{1-\alpha} \sigma_d \text{ или } (\mu_1 - \mu_2) > (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - u_{1-\alpha} \sigma_d .$ <p>3 Двусторонний доверительный интервал для разности $(\mu_1 - \mu_2)$:</p> $(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - u_{1-\alpha/2} \sigma_d < (\mu_1 - \mu_2) < (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + u_{1-\alpha/2} \sigma_d .$ <p>4 Предположение равенства средних значений (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $ \bar{x}_1 - \bar{x}_2 > u_{1-\alpha/2} \sigma_d .$ | |
| <p>П р и м е ч а н и е — Квантили стандартного нормального закона распределения определяют по таблице А.1 приложения А.</p> | |

Пример — Сопоставление однотипных средних значений показателя качества для двух технологических процессов или двух совокупностей изделий. Считается, что дисперсии для обоих технологических процессов или совокупностей известны.

Например, оценка разности средней толщины гальванического покрытия двух партий одинаковых изделий; оценка разности среднего содержания вредных примесей в двух партиях химикатов и т. п.

6.8 Алгоритм точечного и интервального оценивания разности двух средних значений при неизвестных, но равных дисперсиях приведен в таблице 6.8.

Т а б л и ц а 6.8 — Оценка разности двух средних значений при неизвестных, но равных* дисперсиях

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|--|--|
| <div style="display: flex; justify-content: space-between;"> <div> <p>1 Объем выборки:</p> <p>2 Сумма значений наблюдаемых величин:</p> <p>3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин:</p> <p>4 Степени свободы:</p> <p>5 Выбранная доверительная вероятность:</p> </div> <div> <p>Первая выборка</p> <p>Вторая выборка</p> <p>$n_1 =$</p> <p>$n_2 =$</p> <p>$\Sigma x_1 =$</p> <p>$\Sigma x_2 =$</p> <p>$\Sigma x_1^2 =$</p> <p>$\Sigma x_2^2 =$</p> <p>$v = n_1 + n_2 - 2 =$</p> <p>$1 - \alpha =$</p> </div> </div> | <p>1 Квантиль распределения Стюдента уровня $(1 - \alpha)$ с v степенями свободы:</p> $t_{1-\alpha}(v) =$ <p>2 Квантиль распределения Стюдента уровня $(1 - \alpha/2)$ с v степенями свободы:</p> $t_{1-\alpha/2}(v) =$ <p>3 Вычисляем:</p> $\bar{x}_1 = \frac{\Sigma x_1}{n_1} = ; \quad \bar{x}_2 = \frac{\Sigma x_2}{n_2} =$ <p>4 Вычисляем:</p> $\Sigma (x_1 - \bar{x}_1)^2 + \Sigma (x_2 - \bar{x}_2)^2 =$ $= \Sigma x_1^2 + \Sigma x_2^2 - \frac{1}{n_1} (\Sigma x_1)^2 - \frac{1}{n_2} (\Sigma x_2)^2 =$ <p>5 Вычисляем:</p> $S_d = \sqrt{\frac{(n_1 + n_2) \cdot \frac{\Sigma (x_1 - \bar{x}_1)^2 + \Sigma (x_2 - \bar{x}_2)^2}{n_1 + n_2 - 2}}{n_1 n_2}} =$ |
| <p>Результаты</p> <p>1 Точечная оценка равенности между средними значениями параметров μ_1 и μ_2 для двух совокупностей:</p> $(\mu_1 - \mu_2)^* = \bar{x}_1 - \bar{x}_2$ <p>2 Двусторонний доверительный интервал для разности $(\mu_1 - \mu_2)$:</p> $(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - t_{1-\alpha/2}(v) S_d < (\mu_1 - \mu_2) < (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + t_{1-\alpha/2}(v) S_d$ <p>3 Односторонний доверительный интервал для разности $(\mu_1 - \mu_2)$:</p> $(\mu_1 - \mu_2) < (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + t_{1-\alpha}(v) S_d \text{ или}$ $(\mu_1 - \mu_2) > (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - t_{1-\alpha}(v) S_d$ | |
| <p>П р и м е ч а н и е — Квантили распределения Стюдента определяют по таблице Б.1 приложения Б.</p> | |

Пример — Пример тот же, что в 6.7, но дисперсии неизвестны. Применение этих оценок может встречаться чаще, чем применение оценок по 6.7, т. к. в большинстве случаев в двух сравниваемых совокупностях дисперсии неизвестны.

* Гипотезы равенства дисперсий двух генеральных совокупностей могут быть проверены по таблице 7.3 раздела 7.

7 Точечное и интервальное оценивание дисперсии генеральной совокупности

7.1 Алгоритм точечного и интервального оценивания дисперсии или стандартного отклонения приведен в таблице 7.1.

Таблица 7.1 — Точечная и интервальная оценки дисперсии или стандартного отклонения

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|--|---|
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$ 3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$ 4 Степени свободы: $\nu = n - 1 =$ 5 Выбранная доверительная вероятность: $1 - \alpha =$ | 1 Квантили χ^2 распределения с ν степенями свободы уровней α , $(1 - \alpha)$, $\alpha/2$ и $(1 - \alpha/2)$ соответственно: $\chi^2_{\alpha}(\nu) =$ $\chi^2_{1-\alpha}(\nu) =$ $\chi^2_{\alpha/2}(\nu) =$ $\chi^2_{1-\alpha/2}(\nu) =$ 3 Вычисляем: $\sum (x - \bar{x})^2 = \sum x^2 - (\sum x)^2 / n =$ 4 Вычисляем: $S^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1} =$ |
| Результаты 1 Точечные оценки дисперсии D и стандартного отклонения σ генеральной совокупности: $D = S^2; \sigma = \sqrt{S^2}$ 2 Двусторонний доверительный интервал* для дисперсии D : $\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(\nu)} < D < \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\chi^2_{\alpha/2}(\nu)}$ 3 Односторонний доверительный интервал* для дисперсии D : $D > \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\chi^2_{1-\alpha}(\nu)} = \sigma_L^2$ или $D < \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\chi^2_{\alpha}(\nu)} = \sigma_M^2$ | |
| * Значения границ доверительного интервала стандартного отклонения σ являются корнем квадратным из значений границ доверительного интервала дисперсии D . П р и м е ч а н и е — Квантили χ^2 распределения определяют по таблице В.1 приложения В. | |

Примеры

1 Оценка точности (среднее значение величины разброса) показателей качества на выходе технологического процесса.

2 Оценка точности поддержания заданного значения параметра в системах автоматического регулирования (например, температура в печи).

Если необходимо знать просто среднее значение показателя точности, то определяется точечная оценка σ^2 или σ , а если необходима уверенность в том, что точность не хуже (разброс не выше) определенного значения, то определяют интервальную оценку σ^2 или σ с верхней доверительной границей.

7.2 Алгоритм решения задачи сравнения дисперсии или стандартного отклонения с заданной величиной приведен в таблице 7.2.

Т а б л и ц а 7.2 — Сравнение дисперсии или стандартного отклонения с заданным значением

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|---|---|
| <p>1 Объем выборки: $n =$</p> <p>2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$</p> <p>3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$</p> <p>4 Заданное значение: $\sigma_0^2 = D_0 =$</p> <p>5 Степени свободы: $\nu = n - 1 =$</p> <p>6 Выбранная доверительная вероятность: $\alpha =$</p> | <p>1 Квантили χ^2 распределения с ν степенями свободы уровней α, $(1 - \alpha)$, $\alpha/2$ и $(1 - \alpha/2)$ соответственно:</p> <p>$\chi_{\alpha}^2(\nu) =$</p> <p>$\chi_{1-\alpha}^2(\nu) =$</p> <p>$\chi_{\alpha/2}^2(\nu) =$</p> <p>$\chi_{1-\alpha/2}^2(\nu) =$</p> <p>2 Вычисляем: $\sum (x - \bar{x})^2 = \sum x^2 - (\sum x)^2/n =$</p> <p>3 Вычисляем: $\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\sigma_0^2} =$</p> |
| <p>Результаты</p> <p>Сравнение дисперсии D с заданным значением σ_0^2 или сравнение стандартного отклонения σ с заданным значением σ_0:</p> <p>1 Двусторонний случай: Предположение равенства дисперсии (стандартного отклонения) и заданного значения (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\sigma_0^2} < \chi_{\alpha/2}^2(\nu) \text{ или } \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\sigma_0^2} > \chi_{1-\alpha/2}^2(\nu).$ <p>2 Односторонний случай:</p> <p>а) предположение о том, что дисперсия (стандартное отклонение) не более заданного значения (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\sigma_0^2} > \chi_{1-\alpha}^2(\nu);$ <p>б) предположение о том, что дисперсия (стандартное отклонение) не менее заданного значения (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{\sigma_0^2} < \chi_{\alpha}^2(\nu).$ | |
| <p>П р и м е ч а н и е — Квантили χ^2 распределения определяют по таблице В.1 приложения В.</p> | |

Примеры

1 Оценка точности одного оборудования или технологического процесса в сравнении с известной точностью (т. е. известным параметром σ_0) другого оборудования или технологического процесса.

2 Сравнение степени однородности одной совокупности изделий (т. е. величины разброса показателя качества) с известной заранее степенью однородности, характеризуемой стандартным отклонением σ_0 .

7.3 Алгоритм решения задачи сравнения дисперсий или стандартных отклонений двух генеральных совокупностей приведен в таблице 7.3.

Т а б л и ц а 7.3 — Сравнение дисперсий или стандартных отклонений двух генеральных совокупностей

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|---|---|
| <p>Первая выборка Вторая выборка</p> <p>1 Объем выборки: $n_1 =$ $n_2 =$</p> <p>2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\Sigma x_1 =$ $\Sigma x_2 =$</p> <p>3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\Sigma x_1^2 =$ $\Sigma x_2^2 =$</p> <p>4 Степени свободы: $\nu_1 = n_1 - 1 =$ $\nu_2 = n_2 - 1 =$</p> <p>5 Выбранный уровень значимости: $\alpha =$</p> | <p>1 Вычисляем:</p> $\Sigma (x_1 - \bar{x}_1)^2 = \Sigma x_1^2 - \frac{1}{n_1} (\Sigma x_1)^2 =$ $\Sigma (x_2 - \bar{x}_2)^2 = \Sigma x_2^2 - \frac{1}{n_2} (\Sigma x_2)^2 =$ <p>2 Вычисляем:</p> $S_1^2 = \frac{\Sigma (x_1 - \bar{x}_1)^2}{n_1 - 1} =$ $S_2^2 = \frac{\Sigma (x_2 - \bar{x}_2)^2}{n_2 - 1} =$ <p>3 Квантили распределения Фишера:</p> $F_{1-\alpha/2}(\nu_1, \nu_2) =$ $F_{1-\alpha}(\nu_1, \nu_2) =$ |
| <p>Результаты</p> <p>Сравнение дисперсий двух совокупностей:</p> <p>1 Двусторонний случай:</p> <p>Предположение равенства дисперсии или равенства двух стандартных отклонений (нулевая гипотеза) отвергается, если:</p> $\frac{S_1^2}{S_2^2} < \frac{1}{F_{1-\alpha/2}(\nu_2, \nu_1)} \text{ или } \frac{S_1^2}{S_2^2} > F_{1-\alpha/2}(\nu_1, \nu_2).$ <p>2 Односторонний случай:</p> <p>а) предположение о том, что $D_1 \leq D_2$ ($\sigma_1 \leq \sigma_2$) (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $\frac{S_1^2}{S_2^2} > \frac{1}{F_{1-\alpha}(\nu_1, \nu_2)};$ <p>б) предположение о том, что $D_1 \geq D_2$ ($\sigma_1 \geq \sigma_2$) (нулевая гипотеза) отклоняется, если:</p> $\frac{S_1^2}{S_2^2} < \frac{1}{F_{1-\alpha}(\nu_2, \nu_1)}.$ | |
| <p>П р и м е ч а н и е — Квантили распределения Фишера определяют по таблицам Г.1—Г.9 приложения Г.</p> | |

Примеры

1 Сравнение точности двух станков-автоматов по результатам контроля геометрических размеров деталей.

2 Соотношение стабильности двух технологий, например отечественного и зарубежного предприятий, на основе сравнения результатов контроля двух выборок из двух соответствующих совокупностей изделий.

8 Точечное и интервальное оценивание доли распределения случайной величины в заданном интервале*

8.1 Алгоритм вычисления доли распределения случайной величины в заданном интервале $[L, M]$ и вне его при известных параметрах нормального распределения приведен в таблице 8.1.

Т а б л и ц а 8.1 — Вычисление доли распределения случайной величины в заданном интервале $[L, M]$ и вне его при известных параметрах нормального распределения (вспомогательный алгоритм)

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|--|--|
| <p>1 Среднее значение (математическое ожидание): $\mu_0 =$</p> <p>2 Стандартное отклонение: $\sigma_0 =$ или дисперсия: $D_0 = \sigma_0^2 =$</p> <p>3 Границы интервала: нижняя $L =$ верхняя $M =$</p> | <p>1 Пересчитанная для стандартного нормального закона эквивалентная нижняя граница интервала: $u^L = \frac{\mu_0 - L}{\sigma_0} =$</p> <p>2 Пересчитанная для стандартного нормального закона эквивалентная верхняя граница интервала: $u^M = \frac{M - \mu_0}{\sigma_0} =$</p> <p>3 Доля распределения случайной величины, лежащая ниже границы L: $q_L = 1 - \Phi(u^L) =$ Если значение L не задано, то $q_L = 0$</p> <p>4 Доля распределения случайной величины, лежащая выше границы M: $q_M = 1 - \Phi(u^M) =$ Если значение M не задано, то $q_M = 0$</p> |
| <p>Результаты</p> <p>1 Доля распределения случайной величины вне интервала $[L, M]$: $q = q_L + q_M$</p> <p>2 Доля распределения случайной величины в интервале $[L, M]$: $p = 1 - q$</p> | |
| <p>П р и м е ч а н и е — Величины $\Phi(u^L)$ и $\Phi(-u^M)$ представляют собой значение функции стандартного нормального закона распределения, которые определяют по таблице А.1 приложения А.</p> | |

Для решения данной задачи не используют выборочные данные, а значения параметров μ и σ^2 считают известными. Таблица 8.1 содержит вспомогательный алгоритм для решения задач по 8.2—8.9.

Пример — Оценка ожидаемого уровня несоответствий показателя качества продукции (уровня несоответствий) при настройке станка на середину поля допуска или на номинальное значение и известную точность σ_0^2 .

* Доля распределения случайной величины в заданном интервале равна вероятности попадания случайной величины в этот интервал. В большинстве практических задач физический смысл, используемый в данном стандарте, имеет понятие — «доля распределения случайной величины в интервале», хотя все приведенные статистические выводы справедливы и для понятия «вероятность попадания случайной величины в интервал».

8.2 Алгоритм точечного оценивания доли распределения случайной величины в заданном интервале $[L, M]$ и вне его при известном стандартном отклонении или дисперсии приведен в таблице 8.2.

Т а б л и ц а 8.2 — Точечное оценивание доли распределения случайной величины в заданном интервале $[L, M]$ и вне его при известном стандартном отклонении или дисперсии

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|---|---|
| <p>1 Объем выборки: $n =$</p> <p>2 Стандартное отклонение: $\sigma_0 =$ или дисперсия $D_0 = \sigma_0^2 =$</p> <p>3 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$</p> <p>4 Границы интервала: нижняя $L =$ верхняя $M =$</p> | <p>1 Точечная оценка среднего значения: $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum x =$</p> <p>2 Пересчитанные для стандартного нормального закона эквивалентные границы интервала: нижняя $u^L = \frac{\hat{\mu} - L}{\sigma_0} =$ верхняя $u^M = \frac{M - \hat{\mu}}{\sigma_0} =$</p> <p>3 Точечная оценка доли распределения случайной величины, лежащей ниже границы L (см. таблицу 8.1): $\hat{q}_L = 1 - \Phi(u^L) =$ Если значение L не задано, то $\hat{q}_L = 0$</p> <p>4 Точечная оценка доли распределения случайной величины, лежащей выше границы M (см. таблицу 8.1): $\hat{q}_M = 1 - \Phi(u^M) =$ Если значение M не задано, то $\hat{q}_M = 0$</p> |
| <p>Результаты</p> <p>1 Точечная оценка доли распределения случайной величины вне интервала $[L, M]$: $\hat{q} = \hat{q}_L + \hat{q}_M$</p> <p>2 Точечная оценка доли распределения случайной величины в интервале $[L, M]$: $\hat{p} = 1 - \hat{q}$</p> | |
| <p>П р и м е ч а н и е — Величины $\Phi(u^L)$ и $\Phi(u^M)$ представляют собой значение функции стандартного нормального закона распределения, которые определяют по таблице А.1 приложения А.</p> | |

Пример — Оценка уровня несоответствия показателя качества продукции, который следует ожидать при работе станка или технологического процесса при установленном допуске и неизвестном уровне настройки. При этом считают, что точность станка или технологического процесса известна или достаточно точно оценена заранее.

8.3 Алгоритм точечного оценивания доли распределения случайной величины в заданном интервале $[L, M]$ и вне его при неизвестной дисперсии приведен в таблице 8.3.

Таблица 8.3 — Точечная оценка доли распределения случайной величины в заданном интервале $[L, M]$ и вне его при неизвестной дисперсии

| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
|---|--|
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$ 3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$ 4 Границы интервала: нижняя $L =$ верхняя $M =$ | 1 Точечная оценка среднего значения: $\hat{\mu} = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum x =$ 2 Вычисляем: $\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1} = \frac{\sum x^2 - (\sum x)^2/n}{n - 1} =$ 3 Точечная оценка стандартного отклонения: $S = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1}} =$ 4 Пересчитанные для стандартного нормального закона эквивалентные границы интервала: нижняя $u^L = \frac{\bar{\mu} - L}{S} =$ верхняя $u^M = \frac{M - \bar{\mu}}{S} =$ 5 Точечная оценка доли распределения случайной величины, лежащей ниже границы L (см. таблицу 8.1): $\hat{q}_L = 1 - \Phi(u^L) =$ Если значение L не задано, то $\hat{q}_L = 0$ 6 Точечная оценка доли распределения случайной величины, лежащей выше границы M (см. таблицу 8.1): $\hat{q}_M = 1 - \Phi(u^M) =$ Если значение M не задано, то $\hat{q}_M = 0$ |
| Результаты 1 Точечная оценка доли распределения случайной величины вне интервала $[L, M]$: $\hat{q} = \hat{q}_L + \hat{q}_M =$ 2 Точечная оценка доли распределения случайной величины в интервале $[L, M]$: $\hat{p} = 1 - \hat{q} =$ | |
| Примечание — Величины $\Phi(u^L)$ и $\Phi(u^M)$ представляют собой значение функции стандартного нормального закона распределения, которые определяют по таблице А.1 приложения А. | |

Пример тот же, что в 8.2, но точность станка или технологического процесса неизвестна.

8.4 Алгоритм определения верхней и нижней доверительных границ для доли распределения случайной величины с неизвестной дисперсией в одностороннем интервале и вне его с заданной нижней границей L приведен в таблице 8.4.

Указанным в таблице 8.4 способом определяют верхнюю доверительную границу q_M для доли распределения вне одностороннего интервала с нижней границей L , а также нижнюю доверительную границу p_L для доли распределения случайной величины в указанном интервале.

Примечание — Здесь и далее следует различать заданный изначально односторонний или двусторонний интервал (допуск) с известной границей (границами) для случайной величины X и доверительный интервал для доли распределения случайной величины в этом допуске и вне его. Границы заданного интервала (допуска) L и M для случайной величины измеряют в тех же единицах величин, какие имеет случайная величина, например: в миллиметрах, граммах и т. п. Границы получаемого доверительного интервала являются безразмерными, как и сама вероятность.

Примеры

1 **Определение уровня несоответствий для показателя «толщина гальванопокрытия».** Случай, когда необходимо иметь определенную уверенность в том, что уровень несоответствий не превышает установленного предельного процента.

2 **Оценка доли годных и несоответствующих деталей по показателю качества «твердость после термической обработки».** Требование (допуск) одностороннее: $L = 45$ ед. Роквелла. Оценка получается в виде верхней доверительной границы q_M на долю несоответствующей продукции с твердостью ниже 45 ед. Кроме того, получается нижняя доверительная граница p_L на долю продукции, соответствующей требованию, т. е. на долю деталей с твердостью не ниже 45 ед. Доверительные оценки p_L и q_M в отличие от точечных имеют характеристики достоверности утверждений (с вероятностью $1 - \alpha$):

истинная доля годной продукции — не менее p_L ;

истинная доля несоответствующей продукции — не более q_M .

Таблица 8.4 — Определение верхней q_M и нижней p_L доверительных границ для доли распределения случайной величины в одностороннем интервале и вне его с заданной нижней границей L (дисперсия неизвестна)

| Необходимые условия: $\text{Prob}\{q \leq q_M\} \geq 1 - \alpha$, $\text{Prob}\{p \geq p_L\} \geq 1 - \alpha$ | |
|---|--|
| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$ 3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$ 4 Степени свободы: $\nu = n - 1 =$ 5 Выбранная доверительная вероятность: $1 - \alpha =$ 6 Нижняя граница одностороннего интервала: $L =$ | 1 Устанавливаем соответственно три пары доверительных вероятностей: $(1 - \alpha_\mu^j)$ — для μ и $(1 - \alpha_\sigma^j)$ — для σ , причем $(1 - \alpha_\mu^j)(1 - \alpha_\sigma^j) = 1 - \alpha$, где $j = 1, 2, 3$, тогда $\alpha_\mu^1 = 1/3 \alpha$; $\alpha_\mu^2 = 1/2 \alpha$; $\alpha_\mu^3 = 2/3 \alpha$; $\alpha_\sigma^j = (\alpha - \alpha_\mu^j)/(1 - \alpha_\mu^j)$. 2 Процедура доверительного оценивания среднего значения и стандартного отклонения: 2.1 Интервальная оценка параметра μ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\mu$: $\mu_L = \bar{x} - t_1 S$ (см. формулу (2) таблицы 6.2). 2.2 Интервальная оценка параметра σ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\sigma$: $\sigma_M = \sqrt{\sigma_M^2}$ (см. формулу (4) таблицы 7.1). П р и м е ч а н и е — Указанную процедуру повторяют три раза. 3 Интервальная оценка величины q при полученных значениях параметров μ и σ — (см. таблицу 8.1): $q_M^j =$ 4 После повторения процедуры по пунктам 2 и 3 для $j = 1, 2, 3$ имеем: q_M^1, q_M^2, q_M^3 . |
| Результаты | |
| 1 Верхняя доверительная граница для q , соответствующая доверительной вероятности $1 - \alpha$: | |
| $q_M = \min\{q_M^1, q_M^2, q_M^3\}$. | |
| 2 Нижняя доверительная граница для p : | |
| $p_L = 1 - q_M$. | |

8.5 Алгоритм определения верхней и нижней доверительных границ для доли распределения случайной величины с неизвестной дисперсией в одностороннем интервале и вне его с заданной верхней границей M приведен в таблице 8.5.

Указанным в таблице 8.5 способом определяют верхнюю доверительную границу q_M для доли распределения вне одностороннего интервала с верхней границей M , а также нижнюю доверительную границу p_L для доли распределения случайной величины в указанном интервале.

Т а б л и ц а 8.5 — Определение верхней q_M и нижней p_L доверительных границ для доли распределения случайной величины в одностороннем интервале и вне его с заданной верхней границей M (дисперсия неизвестна)

| Необходимые условия: $\text{Prob}\{q \leq q_M\} \geq 1 - \alpha$, $\text{Prob}\{p \geq p_L\} \geq 1 - \alpha$ | |
|---|--|
| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$ 3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$ 4 Степени свободы: $\nu = n - 1 =$ 5 Выбранная доверительная вероятность: $1 - \alpha =$ 6 Нижняя граница одностороннего интервала: $M =$ | 1 Устанавливаем соответственно три пары доверительных вероятностей: $(1 - \alpha_\mu^j)$ — для μ ; $(1 - \alpha_\sigma^j)$ — для σ , причем $(1 - \alpha_\mu^j)(1 - \alpha_\sigma^j) = 1 - \alpha$, где $j = 1, 2, 3$, тогда: $\alpha_\mu^1 = 1/4 \alpha$; $\alpha_\mu^2 = 1/2 \alpha$; $\alpha_\mu^3 = 3/4 \alpha$; $\alpha_\sigma^j = (\alpha - \alpha_\mu^j)/(1 - \alpha_\mu^j)$. 2 Процедура доверительного оценивания среднего значения и стандартного отклонения: 2.1 Интервальная оценка параметра μ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\mu$: $\mu_M = \bar{x} + t_1 S$ (см. формулу (1) таблицы 6.2). 2.2 Интервальная оценка параметра σ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\sigma$: $\sigma_M = \sqrt{\sigma_M^2}$ (см. формулу (4) таблицы 7.1). П р и м е ч а н и е — Данную процедуру повторяют три раза. 3 Интервальная оценка величины q при полученных значениях параметров μ и σ — (см. таблицу 8.1): $q_M^j =$ 4 После повторения процедуры по пунктам 2 и 3 для $j = 1, 2, 3$ имеем: q_M^1, q_M^2, q_M^3 . |
| Результаты 1 Верхняя доверительная граница для q , соответствующая доверительной вероятности $1 - \alpha$: $q_M = \min\{q_M^1, q_M^2, q_M^3\}$. 2 Нижняя доверительная граница для p : $p_L = 1 - q_M$ | |

Пример — Определение уровня несоответствий для показателя «процент примесей» в металлургии или в фармакологии. Случай, когда необходимо иметь определенную уверенность в том, что уровень несоответствий не превышает установленного предельного процента.

8.6 Алгоритм интервального оценивания доли распределения случайной величины с неизвестной дисперсией в заданном интервале $[L, M]$ и вне его приведен в таблице 8.6.

Указанным в таблице 8.5 способом определяют верхнюю доверительную границу q_M для доли распределения вне интервала $[L, M]$, а также нижнюю доверительную границу p_L для доли распределения случайной величины в данном интервале.

Т а б л и ц а 8.6 — Определение верхней q_M и нижней p_L доверительных границ для доли распределения случайной величины в заданном интервале $[L, M]$ и вне его (дисперсия неизвестна)

| Необходимые условия: $\text{Prob}\{q \leq q_M\} \geq 1 - \alpha$, $\text{Prob}\{p \geq p_L\} \geq 1 - \alpha$ | |
|--|---|
| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\Sigma x =$ 3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\Sigma x^2 =$ 4 Степени свободы: $\nu = n - 1 =$ 5 Выбранная доверительная вероятность: $1 - \alpha =$ 6 Границы интервала: $L =$ $M =$ | 1 Устанавливаем соответственно три пары доверительных вероятностей: $(1 - \alpha_\mu^j)$ — для μ и $(1 - \alpha_\sigma^j)$ — для σ , причем $(1 - \alpha_\mu^j)(1 - \alpha_\sigma^j) = 1 - \alpha$, где $j = 1, 2, 3$, тогда: $\alpha_\mu^1 = 1/4 \alpha$; $\alpha_\mu^2 = 1/2 \alpha$; $\alpha_\mu^3 = 3/4 \alpha$; $\alpha_\sigma^j = (\alpha - \alpha_\mu^j)/(1 - \alpha_\mu^j)$. 2 Процедура доверительного оценивания среднего значения и стандартного отклонения: 2.1 Интервальная оценка параметра μ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\mu$: $\mu_L = \bar{x} - l_1 S$; $\mu_M = \bar{x} + l_2 S$. (см. формулы (1), (2) таблицы 6.2). 2.2 Наихудшая точка μ' : $\mu' = \mu_L$, если $\mu_L - A \leq B - \mu_M$; $\mu' = \mu_M$, если $\mu_L - A > B - \mu_M$. 2.3 Интервальная оценка параметра σ , соответствующая доверительной вероятности $1 - \alpha_\sigma$: $\sigma_M = \sqrt{\sigma_M^2}$. (см. формулу (4) таблицы 7.1). П р и м е ч а н и е — Данную процедуру повторяют три раза. 3 Интервальная оценка величины q при полученных значениях параметров μ и σ — (см. таблицу 8.1): $q_M^j =$ 4 После повторения процедуры по пунктам 2 и 3 для $j = 1, 2, 3$ имеем: q_M^1, q_M^2, q_M^3 . |
| Результаты 1 Верхняя доверительная граница для q , соответствующая доверительной вероятности $1 - \alpha$: $q_M = \min\{q_M^1, q_M^2, q_M^3\}$. 2 Нижняя доверительная граница для p : $p_L = 1 - q_M$. | |

Пример — тот же, что в 8.2, но точность станка заранее неизвестна. Случай, когда необходимо иметь определенную уверенность в том, что уровень несоответствий не превышает установленного предельного значения.

8.7 Алгоритм определения нижней и верхней доверительных границ для доли распределения случайной величины с неизвестной дисперсией в одностороннем интервале и вне его с заданной нижней границей L приведен в таблице 8.7.

Указанным в таблице 8.7 способом определяют нижнюю доверительную границу q_L для доли распределения вне одностороннего интервала с нижней границей L , а также верхнюю доверительную границу p_M для доли распределения случайной величины в указанном интервале.

Т а б л и ц а 8.7 — Определение нижней q_L и верхней p_M доверительных границ для доли распределения случайной величины в одностороннем интервале и вне его с заданной нижней границей L (дисперсия неизвестна)

| Необходимые условия: $\text{Prob}\{q \geq q_L\} \geq 1 - \alpha$, $\text{Prob}\{p \leq p_M\} \geq 1 - \alpha$ | |
|---|---|
| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$ 3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$ 4 Степени свободы: $\nu = n - 1 =$ 5 Выбранная доверительная вероятность: $1 - \alpha =$ 6 Нижняя граница одностороннего интервала: $L =$ | 1 Устанавливаем соответственно три пары доверительных вероятностей: $(1 - \alpha_\mu^j)$ — для μ и $(1 - \alpha_\sigma^j)$ — для σ , причем $(1 - \alpha_\mu^j)(1 - \alpha_\sigma^j) = 1 - \alpha$, где $j = 1, 2, 3$, тогда: $\alpha_\mu^1 = 1/4 \alpha$; $\alpha_\mu^2 = 1/2 \alpha$; $\alpha_\mu^3 = 3/4 \alpha$; $\alpha_\sigma^j = (\alpha - \alpha_\mu^j)/(1 - \alpha_\mu^j)$. 2 Процедура доверительного оценивания среднего значения и стандартного отклонения: 2.1 Интервальная оценка параметра μ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\mu$: $\mu_M = \bar{x} + t_1 S$ (см. формулу (2) таблицы 6.2). 2.2 Интервальная оценка параметра σ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\sigma$: $\sigma_L = \sqrt{\sigma_L^2}$ (см. формулу (3) таблицы 7.1). П р и м е ч а н и е — Данную процедуру повторяют три раза. 3 Интервальная оценка величины q при полученных значениях параметров μ и σ — (см. таблицу 8.1): $q_L^j =$ 4 После повторения процедуры по пунктам 2 и 3 для $j = 1, 2, 3$ имеем: q_L^1, q_L^2, q_L^3 . Результаты 1 Нижняя доверительная граница для q , соответствующая доверительной вероятности $1 - \alpha$: $q_L = \max\{q_L^1, q_L^2, q_L^3\}$. 2 Верхняя доверительная граница для p : $p_M = 1 - q_L$. |

Пример — Доказательство (с заданной вероятностью) того, что уровень несоответствий по данному показателю качества превышает установленное в нормативной документации предельное значение. Случай предъявления рекламаций на серийную или массовую продукцию по определенному показателю качества.

8.8 Алгоритм определения нижней и верхней доверительных границ для доли распределения случайной величины с неизвестной дисперсией в одностороннем интервале и вне его с заданной верхней границей M приведен в таблице 8.8.

Указанным в таблице 8.8 способом определяют нижнюю доверительную границу q_L для доли распределения вне одностороннего интервала с верхней границей M , а также верхнюю доверительную границу p_M для доли распределения случайной величины в указанном интервале.

Т а б л и ц а 8.8 — Определение нижней q_L и верхней p_M доверительных границ для доли распределения случайной величины в одностороннем интервале и вне его с заданной верхней границей M (дисперсия неизвестна)

| Необходимые условия: $\text{Prob}\{q \geq q_L\} \geq 1 - \alpha$, $\text{Prob}\{p \leq p_M\} \geq 1 - \alpha$ | |
|---|---|
| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
| <p>1 Объем выборки: $n =$</p> <p>2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$</p> <p>3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$</p> <p>4 Степени свободы: $v = n - 1 =$</p> <p>5 Выбранная доверительная вероятность: $1 - \alpha =$</p> <p>6 Верхняя граница одностороннего интервала: $M =$</p> | <p>1 Устанавливаем соответственно три пары доверительных вероятностей: $(1 - \alpha_\mu^j)$ — для μ и $(1 - \alpha_\sigma^j)$ — для σ, причем $(1 - \alpha_\mu^j)(1 - \alpha_\sigma^j) = 1 - \alpha$, где $j = 1, 2, 3$, тогда: $\alpha_\mu^1 = 1/4 \alpha$; $\alpha_\mu^2 = 1/2 \alpha$; $\alpha_\mu^3 = 3/4 \alpha$; $\alpha_\sigma^j = (\alpha - \alpha_\mu^j)/(1 - \alpha_\mu^j)$.</p> <p>2 Процедура доверительного оценивания среднего значения и стандартного отклонения: 2.1 Интервальная оценка параметра μ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\mu^j$: $\mu_L = \bar{x} - t_j S$ (см. формулу (2) таблицы 6.2). 2.2 Интервальная оценка параметра σ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\sigma^j$: $\sigma_L = \sqrt{\sigma_L^2}$ (см. формулу (3) таблицы 7.1). П р и м е ч а н и е — Данную процедуру повторяют три раза.</p> <p>3 Интервальная оценка величины q при полученных значениях параметров μ и σ — (см. таблицу 8.1): $q_L^j =$</p> <p>4 После повторения процедуры по пунктам 2 и 3 для $j = 1, 2, 3$ имеем: q_L^1, q_L^2, q_L^3.</p> |
| <p>Результаты</p> <p>1 Нижняя доверительная граница для q, соответствующая доверительной вероятности $1 - \alpha$: $q_L = \max\{q_L^1, q_L^2, q_L^3\}$.</p> <p>2 Верхняя доверительная граница для p: $p_M = 1 - q_L$.</p> | |

8.9 Алгоритм определения нижней и верхней доверительных границ для доли распределения случайной величины с неизвестной дисперсией в заданном интервале $[L, M]$ и вне его приведен в таблице 8.9.

Указанным в таблице 8.9 способом определяют нижнюю доверительную границу q_L для доли распределения вне интервала $[L, M]$, а также верхнюю доверительную границу p_M для доли распределения случайной величины в заданном интервале.

Т а б л и ц а 8.9 — Определение нижней q_L и верхней p_M доверительных границ для доли распределения случайной величины в заданном интервале $[L, M]$ и вне его (дисперсия неизвестна)

| Необходимые условия: $\text{Prob}(q \geq q_L) \geq 1 - \alpha$, $\text{Prob}(p \leq p_M) \geq 1 - \alpha$ | |
|--|---|
| Статистические и исходные данные | Табличные данные и вычисления |
| 1 Объем выборки: $n =$ 2 Сумма значений наблюдаемых величин: $\sum x =$ 3 Сумма квадратов значений наблюдаемых величин: $\sum x^2 =$ 4 Степени свободы: $\nu = n - 1 =$ 5 Выбранная доверительная вероятность: $1 - \alpha =$ 6 Границы интервала: $L =$ $M =$ | 1 Устанавливаем соответственно три пары доверительных вероятностей: $(1 - \alpha_\mu^j)$ — для μ и $(1 - \alpha_\sigma^j)$ — для σ , причем $(1 - \alpha_\mu^j)(1 - \alpha_\sigma^j) = 1 - \alpha$, где $j = 1, 2, 3$, тогда: $\alpha_\mu^1 = 1/4 \alpha$; $\alpha_\mu^2 = 1/2 \alpha$; $\alpha_\mu^3 = 3/4 \alpha$; $\alpha_\sigma^j = (\alpha - \alpha_\mu^j)(1 - \alpha_\mu^j)$. 2 Процедура доверительного оценивания среднего значения и стандартного отклонения: 2.1 Интервальная оценка параметра μ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\mu$: $\mu_L = x - l_1 S$; $\mu_M = x + l_2 S$ (см. формулы (1), (2) таблицы 6.2). 2.2 Наихудшая точка μ' : $\mu' = \mu_M$, если $\mu_M > \frac{A+B}{2}$; (2.2.1) $\mu' = \mu_L$, если $\mu_L < \frac{A+B}{2}$; (2.2.2) $\mu' = \frac{A+B}{2}$, если формулы (2.2.1) и (2.2.2) не выполняются. 2.3 Интервальная оценка параметра σ с доверительной вероятностью $1 - \alpha_\sigma$: $\sigma_L = \sqrt{\sigma^2_L}$ (см. формулу (3) таблицы 7.1). П р и м е ч а н и е — Данную процедуру повторяют три раза. 3 Интервальная оценка величины q при полученных значениях параметров μ и σ — (см. таблицу 8.1): $q_L^j =$ 4 После повторения процедуры по пунктам 2 и 3 для $j = 1, 2, 3$ имеем: q_L^1, q_L^2, q_L^3 . |
| Результаты 1 Нижняя доверительная граница для q , соответствующая доверительной вероятности $1 - \alpha$: $q_L = \max\{q_L^1, q_L^2, q_L^3\}$. 2 Верхняя доверительная граница для p : $p_M = 1 - q_L$. | |

Приложение А
(справочное)

Таблица значений функции стандартного нормального закона распределения

А.1 В таблице А.1 приведены значения функции стандартного нормального закона распределения $\Phi(u)$, рассчитываемой по формуле

$$\Phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u e^{-\frac{1}{2}t^2} dt, \quad (\text{А.1})$$

т. е. значения площади y под кривой, рассчитываемой по формуле:

$$y = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^u e^{-\frac{1}{2}t^2} dt, \quad (\text{А.2})$$

лежащей левее точки u .

А.2 В первой колонке таблицы А.1 приведены значения аргумента u от 0,00 до 0,49, обозначенные буквой z . Во второй колонке приведены значения функции $\Phi(u)$ для этих значений аргумента. В последующих колонках таблицы даны значения функции $\Phi(u)$ для значений аргумента u от 0,5 и выше. При этом значение аргумента u находят как сумму z и значений: 0,5; 1,0; 1,5; 2,0; 2,5; 3,0.

Пример — Для $u = 1,86 = (1,5 + 0,36)$ находим $\Phi(1,86) = 0,96856$.

А.3 Значения функции $\Phi(u)$ для отрицательных значений аргумента u рассчитывают по формуле:

$$\Phi(-u) = 1 - \Phi(u). \quad (\text{А.3})$$

А.4 Значение квантили u_α уровня α находят как значение аргумента u , соответствующего значению функции $\Phi(u) = \alpha$.

Пример — Значению $\alpha = 0,99$ соответствует ближайшее табличное значение $\Phi = 0,99010$. По таблице А.1 для этого значения функции находят значение аргумента u :

$$u = 2,0 + 0,33 = 2,33$$

Т а б л и ц а А.1 — Значения функции стандартного нормального закона распределения

| z | $\Phi(z)$ | $\Phi(0,5 + z)$ | $\Phi(1,0 + z)$ | $\Phi(1,5 + z)$ | $\Phi(2,0 + z)$ | $\Phi(2,5 + z)$ | $\Phi(3,0 + z)$ |
|------|-----------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 0,00 | 0,50000 | 0,69146 | 0,84134 | 0,93319 | 0,97725 | 0,99379 | 0,99865 |
| 0,01 | 0,50399 | 0,69497 | 0,84375 | 0,93448 | 0,97778 | 0,99396 | 0,99869 |
| 0,02 | 0,50798 | 0,69847 | 0,84614 | 0,93574 | 0,97831 | 0,99413 | 0,99874 |
| 0,03 | 0,51197 | 0,70194 | 0,84850 | 0,93699 | 0,97882 | 0,99430 | 0,99878 |
| 0,04 | 0,51595 | 0,70540 | 0,85083 | 0,93822 | 0,97932 | 0,99446 | 0,99882 |
| 0,05 | 0,51994 | 0,70884 | 0,85314 | 0,93943 | 0,97982 | 0,99461 | 0,99886 |
| 0,06 | 0,52392 | 0,71226 | 0,85543 | 0,94062 | 0,98030 | 0,99477 | 0,99889 |
| 0,07 | 0,52790 | 0,71566 | 0,85769 | 0,94179 | 0,98077 | 0,99492 | 0,99893 |
| 0,08 | 0,53188 | 0,71904 | 0,85993 | 0,94295 | 0,98124 | 0,99506 | 0,99896 |
| 0,09 | 0,53586 | 0,72240 | 0,86214 | 0,94408 | 0,98169 | 0,99520 | 0,99900 |
| 0,10 | 0,53983 | 0,72575 | 0,86433 | 0,94520 | 0,98214 | 0,99534 | 0,99903 |
| 0,11 | 0,54380 | 0,72907 | 0,86650 | 0,94630 | 0,98257 | 0,99547 | 0,99906 |
| 0,12 | 0,54776 | 0,73237 | 0,86864 | 0,94738 | 0,98300 | 0,99560 | 0,99910 |
| 0,13 | 0,55172 | 0,73565 | 0,87076 | 0,94845 | 0,98341 | 0,99573 | 0,99913 |
| 0,14 | 0,55567 | 0,73891 | 0,87286 | 0,94950 | 0,98382 | 0,99585 | 0,99916 |
| 0,15 | 0,55962 | 0,74215 | 0,87493 | 0,95053 | 0,98422 | 0,99598 | 0,99918 |
| 0,16 | 0,56356 | 0,74537 | 0,87698 | 0,95154 | 0,98461 | 0,99609 | 0,99921 |
| 0,17 | 0,56750 | 0,74857 | 0,87900 | 0,95254 | 0,98500 | 0,99621 | 0,99924 |
| 0,18 | 0,57142 | 0,75175 | 0,88100 | 0,95352 | 0,98537 | 0,99632 | 0,99926 |
| 0,19 | 0,57535 | 0,75490 | 0,88298 | 0,95449 | 0,98574 | 0,99643 | 0,99929 |

Окончание таблицы А.1

| z | $\Phi(z)$ | $\Phi(0,5+z)$ | $\Phi(1,0+z)$ | $\Phi(1,5+z)$ | $\Phi(2,0+z)$ | $\Phi(2,5+z)$ | $\Phi(3,0+z)$ |
|---|-----------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 0,20 | 0,57926 | 0,75804 | 0,88493 | 0,95543 | 0,98610 | 0,99653 | 0,99931 |
| 0,21 | 0,58317 | 0,76115 | 0,88686 | 0,95637 | 0,98645 | 0,99664 | 0,99934 |
| 0,22 | 0,58706 | 0,76424 | 0,88877 | 0,95728 | 0,98679 | 0,99674 | 0,99936 |
| 0,23 | 0,59095 | 0,76731 | 0,89065 | 0,95818 | 0,98713 | 0,99683 | 0,99938 |
| 0,24 | 0,59483 | 0,77035 | 0,89251 | 0,95907 | 0,98745 | 0,99693 | 0,99940 |
| 0,25 | 0,59871 | 0,77337 | 0,89435 | 0,95994 | 0,98778 | 0,99702 | 0,99942 |
| 0,26 | 0,60257 | 0,77637 | 0,89617 | 0,96080 | 0,98809 | 0,99711 | 0,99944 |
| 0,27 | 0,60642 | 0,77935 | 0,89796 | 0,96164 | 0,98840 | 0,99720 | 0,99946 |
| 0,28 | 0,61026 | 0,78230 | 0,89973 | 0,96246 | 0,98870 | 0,99728 | 0,99948 |
| 0,29 | 0,61409 | 0,78524 | 0,90147 | 0,96327 | 0,98899 | 0,99736 | 0,99950 |
| 0,30 | 0,61791 | 0,78814 | 0,90320 | 0,96407 | 0,98928 | 0,99744 | 0,99952 |
| 0,31 | 0,62172 | 0,79103 | 0,90490 | 0,96485 | 0,98956 | 0,99752 | 0,99953 |
| 0,32 | 0,62552 | 0,79389 | 0,90658 | 0,96562 | 0,98983 | 0,99760 | 0,99955 |
| 0,33 | 0,62930 | 0,79673 | 0,90824 | 0,96638 | 0,99010 | 0,99767 | 0,99957 |
| 0,34 | 0,63307 | 0,79955 | 0,90988 | 0,96712 | 0,99036 | 0,99774 | 0,99958 |
| 0,35 | 0,63683 | 0,80234 | 0,91149 | 0,96784 | 0,99061 | 0,99781 | 0,99960 |
| 0,36 | 0,64058 | 0,80511 | 0,91308 | 0,96856 | 0,99086 | 0,99788 | 0,99961 |
| 0,37 | 0,64431 | 0,80785 | 0,91466 | 0,96926 | 0,99111 | 0,99795 | 0,99962 |
| 0,38 | 0,64803 | 0,81057 | 0,91621 | 0,96995 | 0,99134 | 0,99801 | 0,99964 |
| 0,39 | 0,65173 | 0,81327 | 0,91774 | 0,97062 | 0,99158 | 0,99807 | 0,99965 |
| 0,40 | 0,65542 | 0,81594 | 0,91924 | 0,97128 | 0,99180 | 0,99813 | 0,99966 |
| 0,41 | 0,65910 | 0,81859 | 0,92073 | 0,97193 | 0,99202 | 0,99819 | 0,99968 |
| 0,42 | 0,66276 | 0,82121 | 0,92220 | 0,97257 | 0,99224 | 0,99825 | 0,99969 |
| 0,43 | 0,66640 | 0,82381 | 0,92364 | 0,97320 | 0,99245 | 0,99831 | 0,99970 |
| 0,44 | 0,67003 | 0,82639 | 0,92507 | 0,97381 | 0,99266 | 0,99836 | 0,99971 |
| 0,45 | 0,67364 | 0,82894 | 0,92647 | 0,97441 | 0,99286 | 0,99841 | 0,99972 |
| 0,46 | 0,67724 | 0,83147 | 0,92785 | 0,97500 | 0,99305 | 0,99846 | 0,99973 |
| 0,47 | 0,68082 | 0,83398 | 0,92922 | 0,97558 | 0,99324 | 0,99851 | 0,99974 |
| 0,48 | 0,68439 | 0,83646 | 0,93056 | 0,97615 | 0,99343 | 0,99856 | 0,99975 |
| 0,49 | 0,68793 | 0,83891 | 0,93189 | 0,97670 | 0,99361 | 0,99861 | 0,99976 |
| Примечание — z — значение аргумента u от 0,00 до 0,49. Значение аргумента u от 0,50 и выше находят как сумму z и значений 0,5; 1,0; 1,5 и т. д. (см. обозначения граф таблицы). | | | | | | | |

Приложение Б
(справочное)

Таблица значений квантилей распределения Стьюдента

Б.1 В таблице Б.1 приведены значения квантилей распределения Стьюдента $t_{\alpha}(v)$ уровня α с v степенями свободы.

Пример — Для $v = 9$ квантиль уровня $\alpha = 0,99$ имеет значение 2,821.

Б.2 Квантили уровня $\alpha = 0,5$ при любом v равны нулю.

Б.3 Квантили уровня $\alpha < 0,5$ находят по формуле

$$t_{\alpha}(v) = -t_{1-\alpha}(v).$$

Б.4 Для промежуточных значений α , лежащих между двумя соседними табличными значениями α_1 и α_2 :

$$\alpha_1 < \alpha < \alpha_2$$

значение квантиля $t_{\alpha}(v)$ может быть вычислено приближенно по формуле (метод линейной интерполяции):

$$t_{\alpha} = (\alpha - \alpha_1) \left(\frac{t_{\alpha_2} - t_{\alpha_1}}{\alpha_2 - \alpha_1} \right) + t_{\alpha_1}.$$

Пример — Для $v = 9$ требуется найти квантиль уровня $\alpha = 0,992$. Полагаем, что $\alpha_1 = 0,99$, $\alpha_2 = 0,995$; находим по таблице Б.1 $t_{0,99} = 2,821$, $t_{0,995} = 3,250$ и вычисляем для степеней свободы $v = 9$.

$$t_{0,992} = (0,992 - 0,99) \left(\frac{3,250 - 2,821}{0,995 - 0,99} \right) + 2,821 = 2,9926.$$

Т а б л и ц а Б.1 — Значения квантилей распределения Стьюдента $t_{\alpha}(v)$

| v | Значения квантилей распределения Стьюдента $t_{\alpha}(v)$ с v степенями свободы для уровня α | | | | | | | | | | | | |
|----|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|---------|
| | 0,55 | 0,6 | 0,65 | 0,7 | 0,75 | 0,8 | 0,85 | 0,9 | 0,95 | 0,975 | 0,99 | 0,995 | 0,9995 |
| 1 | 0,158 | 0,325 | 0,510 | 0,727 | 1,000 | 1,376 | 1,963 | 3,078 | 6,314 | 12,706 | 31,821 | 63,657 | 636,619 |
| 2 | 0,142 | 0,289 | 0,445 | 0,617 | 0,816 | 1,061 | 1,386 | 1,886 | 2,920 | 4,303 | 6,965 | 9,925 | 31,598 |
| 3 | 0,137 | 0,277 | 0,424 | 0,584 | 0,765 | 0,978 | 1,250 | 1,638 | 2,353 | 3,182 | 4,541 | 5,841 | 12,924 |
| 4 | 0,134 | 0,271 | 0,414 | 0,569 | 0,741 | 0,941 | 1,190 | 1,533 | 2,132 | 2,776 | 3,747 | 4,604 | 8,610 |
| 5 | 0,132 | 0,267 | 0,408 | 0,559 | 0,727 | 0,920 | 1,156 | 1,476 | 2,015 | 2,571 | 3,365 | 4,032 | 6,869 |
| 6 | 0,131 | 0,265 | 0,404 | 0,543 | 0,718 | 0,906 | 1,134 | 1,440 | 1,943 | 2,447 | 3,143 | 3,707 | 5,959 |
| 7 | 0,130 | 0,263 | 0,402 | 0,549 | 0,711 | 0,896 | 1,119 | 1,415 | 1,895 | 2,365 | 2,998 | 3,499 | 5,408 |
| 8 | 0,130 | 0,262 | 0,399 | 0,546 | 0,706 | 0,889 | 1,108 | 1,397 | 1,860 | 2,306 | 2,896 | 3,355 | 5,041 |
| 9 | 0,129 | 0,261 | 0,398 | 0,543 | 0,703 | 0,883 | 1,100 | 1,383 | 1,833 | 2,262 | 2,821 | 3,250 | 4,781 |
| 10 | 0,129 | 0,260 | 0,397 | 0,542 | 0,700 | 0,879 | 1,093 | 1,372 | 1,812 | 2,228 | 2,764 | 3,169 | 4,587 |
| 11 | 0,129 | 0,260 | 0,396 | 0,540 | 0,697 | 0,876 | 1,088 | 1,363 | 1,796 | 2,201 | 2,718 | 3,106 | 4,437 |
| 12 | 0,128 | 0,259 | 0,395 | 0,539 | 0,695 | 0,873 | 1,083 | 1,356 | 1,782 | 2,179 | 2,681 | 3,055 | 4,318 |
| 13 | 0,128 | 0,259 | 0,394 | 0,538 | 0,694 | 0,870 | 1,079 | 1,350 | 1,771 | 2,160 | 2,650 | 3,012 | 4,221 |
| 14 | 0,128 | 0,258 | 0,393 | 0,537 | 0,692 | 0,868 | 1,076 | 1,345 | 1,761 | 2,145 | 2,624 | 2,977 | 4,140 |
| 15 | 0,128 | 0,258 | 0,393 | 0,536 | 0,691 | 0,866 | 1,074 | 1,341 | 1,753 | 2,131 | 2,602 | 2,947 | 4,173 |
| 16 | 0,128 | 0,258 | 0,392 | 0,535 | 0,690 | 0,865 | 1,071 | 1,337 | 1,746 | 2,120 | 2,583 | 2,921 | 4,015 |
| 17 | 0,128 | 0,257 | 0,392 | 0,534 | 0,689 | 0,863 | 1,069 | 1,333 | 1,740 | 2,110 | 2,567 | 2,898 | 3,965 |
| 18 | 0,128 | 0,257 | 0,392 | 0,534 | 0,688 | 0,862 | 1,067 | 1,330 | 1,734 | 2,101 | 2,552 | 2,878 | 3,922 |
| 19 | 0,127 | 0,257 | 0,391 | 0,533 | 0,688 | 0,861 | 1,066 | 1,328 | 1,729 | 2,093 | 2,539 | 2,861 | 3,883 |
| 20 | 0,127 | 0,257 | 0,391 | 0,533 | 0,687 | 0,860 | 1,064 | 1,325 | 1,725 | 2,086 | 2,528 | 2,845 | 3,850 |

| v | Значения квантилей распределения Стюдента $t_{\alpha}(v)$ с v степенями свободы для уровня α | | | | | | | | | | | | |
|-----|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| | 0,55 | 0,6 | 0,65 | 0,7 | 0,75 | 0,8 | 0,85 | 0,9 | 0,95 | 0,975 | 0,99 | 0,995 | 0,9995 |
| 21 | 0,127 | 0,257 | 0,391 | 0,532 | 0,686 | 0,859 | 1,063 | 1,323 | 1,721 | 2,080 | 2,518 | 2,831 | 3,819 |
| 22 | 0,127 | 0,256 | 0,390 | 0,532 | 0,686 | 0,858 | 1,061 | 1,321 | 1,717 | 2,074 | 2,508 | 2,819 | 3,792 |
| 23 | 0,127 | 0,256 | 0,390 | 0,532 | 0,685 | 0,858 | 1,060 | 1,319 | 1,714 | 2,069 | 2,500 | 2,807 | 3,767 |
| 24 | 0,127 | 0,256 | 0,390 | 0,531 | 0,685 | 0,857 | 1,059 | 1,318 | 1,711 | 2,064 | 2,492 | 2,797 | 3,745 |
| 25 | 0,127 | 0,256 | 0,390 | 0,531 | 0,684 | 0,856 | 1,058 | 1,316 | 1,708 | 2,060 | 2,485 | 2,787 | 3,725 |
| 26 | 0,127 | 0,256 | 0,390 | 0,531 | 0,684 | 0,856 | 1,058 | 1,315 | 1,706 | 2,056 | 2,479 | 2,779 | 3,707 |
| 27 | 0,127 | 0,256 | 0,389 | 0,531 | 0,684 | 0,855 | 1,057 | 1,314 | 1,703 | 2,052 | 2,473 | 2,771 | 3,690 |
| 28 | 0,127 | 0,256 | 0,389 | 0,530 | 0,683 | 0,855 | 1,056 | 1,313 | 1,701 | 2,048 | 2,467 | 2,763 | 3,674 |
| 29 | 0,127 | 0,256 | 0,389 | 0,530 | 0,683 | 0,854 | 1,055 | 1,311 | 1,699 | 2,045 | 2,462 | 2,756 | 3,659 |
| 30 | 0,127 | 0,256 | 0,389 | 0,530 | 0,683 | 0,854 | 1,055 | 1,310 | 1,697 | 2,042 | 2,457 | 2,750 | 3,646 |
| 40 | 0,126 | 0,255 | 0,388 | 0,529 | 0,681 | 0,851 | 0,050 | 1,303 | 1,684 | 2,021 | 2,423 | 2,704 | 3,551 |
| 60 | 0,126 | 0,254 | 0,387 | 0,527 | 0,679 | 0,848 | 0,046 | 1,296 | 1,671 | 2,000 | 2,390 | 2,660 | 3,460 |
| 120 | 0,126 | 0,254 | 0,386 | 0,526 | 0,677 | 0,845 | 0,041 | 1,289 | 1,658 | 1,980 | 2,358 | 2,617 | 3,373 |
| ∞ | 0,126 | 0,253 | 0,385 | 0,524 | 0,674 | 0,842 | 0,036 | 1,282 | 1,645 | 1,960 | 2,326 | 2,576 | 3,291 |

Приложение В (справочное)

Таблица значений квантилей χ^2_{α} распределения

В.1 В таблице В.1 приведены значения квантилей $\chi^2_{\alpha}(v)$, т. е. квантилей χ^2 распределения уровня α с v степенями свободы.

Пример — Для $v = 9$ и $\alpha = 0,98$ квантиль $\chi^2_{0,98} = 19,679$.

В.2 Для промежуточных значений α , лежащих между двумя соседними табличными значениями α_1 и α_2 :

$$\alpha_1 < \alpha < \alpha_2$$

значение квантиля χ^2_{α} может быть вычислено приближенно по формуле (метод линейной интерполяции):

$$\chi^2_{\alpha} = (\alpha - \alpha_1) \left(\frac{\chi^2_{\alpha_2} - \chi^2_{\alpha_1}}{\alpha_2 - \alpha_1} \right) + \chi^2_{\alpha_1}$$

Пример — Для $v = 14$ требуется найти квантиль уровня $\alpha = 0,988$. Полагая $\alpha_1 = 0,98$, $\alpha_2 = 0,99$; находим по таблице В.1 $\chi^2_{0,98} = 26,873$; $\chi^2_{0,99} = 29,141$ и вычисляем для степеней свободы $v = 14$.

$$\chi^2_{0,988} = (0,988 - 0,98) \left(\frac{29,141 - 26,873}{0,99 - 0,98} \right) + 26,873 = 28,6874.$$

Таблица В.1 — Значения квантилей χ^2_α распределения

| v | Значения квантилей χ^2_α распределения с v степенями свободы для уровня α | | | | | | | | | | | | |
|----|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 0,01 | 0,02 | 0,05 | 0,1 | 0,2 | 0,3 | 0,5 | 0,7 | 0,8 | 0,9 | 0,95 | 0,98 | 0,99 |
| 1 | 0,0157 | 0,0628 | 0,0393 | 0,0158 | 0,0642 | 0,148 | 0,455 | 1,074 | 1,642 | 2,706 | 3,841 | 5,412 | 6,635 |
| 2 | 0,0201 | 0,0404 | 0,103 | 0,211 | 0,446 | 0,713 | 1,386 | 2,408 | 3,219 | 4,605 | 5,991 | 7,824 | 9,210 |
| 3 | 0,115 | 0,185 | 0,352 | 0,584 | 1,005 | 1,424 | 2,366 | 3,665 | 4,642 | 6,251 | 7,815 | 9,837 | 11,345 |
| 4 | 0,297 | 0,429 | 0,711 | 1,064 | 1,649 | 2,195 | 3,357 | 4,878 | 5,989 | 7,779 | 9,488 | 11,668 | 13,277 |
| 5 | 0,554 | 0,752 | 1,145 | 1,60 | 2,343 | 3,000 | 4,351 | 6,064 | 7,289 | 9,233 | 11,070 | 13,388 | 15,086 |
| 6 | 0,872 | 1,134 | 1,635 | 2,204 | 3,070 | 3,828 | 5,348 | 7,231 | 8,558 | 10,645 | 12,592 | 15,033 | 16,812 |
| 7 | 1,239 | 1,564 | 2,167 | 2,833 | 3,822 | 4,671 | 6,346 | 8,383 | 9,803 | 12,017 | 14,067 | 16,622 | 18,475 |
| 8 | 1,646 | 2,032 | 2,733 | 3,490 | 4,594 | 5,527 | 7,344 | 9,524 | 11,030 | 13,362 | 15,507 | 18,168 | 20,090 |
| 9 | 2,088 | 2,532 | 3,325 | 4,168 | 5,380 | 6,393 | 8,343 | 10,656 | 12,242 | 14,684 | 16,919 | 19,679 | 21,666 |
| 10 | 2,358 | 3,059 | 3,940 | 4,865 | 6,179 | 7,267 | 9,342 | 11,781 | 13,442 | 15,987 | 18,307 | 21,161 | 23,209 |
| 11 | 3,053 | 3,609 | 4,575 | 5,578 | 6,989 | 8,148 | 10,341 | 12,899 | 14,631 | 17,275 | 19,675 | 22,618 | 24,725 |
| 12 | 3,571 | 4,178 | 5,226 | 6,304 | 7,807 | 9,034 | 11,340 | 14,011 | 15,821 | 18,549 | 21,026 | 24,054 | 26,217 |
| 13 | 4,107 | 4,765 | 5,892 | 7,042 | 8,634 | 9,926 | 12,340 | 15,119 | 16,985 | 19,812 | 22,362 | 25,472 | 27,688 |
| 14 | 5,660 | 5,368 | 6,571 | 7,790 | 9,467 | 10,821 | 13,339 | 16,222 | 18,151 | 21,064 | 23,996 | 26,873 | 29,141 |
| 15 | 5,229 | 5,985 | 7,261 | 8,547 | 10,307 | 11,721 | 14,339 | 17,322 | 19,311 | 22,307 | 24,996 | 28,259 | 30,578 |
| 16 | 5,812 | 6,614 | 7,962 | 9,312 | 11,152 | 12,624 | 15,333 | 18,418 | 20,465 | 23,542 | 26,296 | 29,633 | 32,000 |
| 17 | 6,408 | 7,255 | 8,672 | 10,035 | 12,002 | 13,531 | 16,338 | 19,511 | 21,615 | 24,769 | 27,587 | 30,995 | 33,409 |
| 18 | 7,015 | 7,906 | 9,390 | 10,865 | 12,857 | 14,440 | 17,338 | 20,601 | 22,760 | 25,989 | 28,869 | 32,346 | 34,805 |
| 19 | 7,633 | 8,567 | 10,117 | 11,651 | 13,716 | 15,352 | 18,338 | 21,689 | 23,900 | 27,204 | 30,144 | 33,687 | 36,191 |
| 20 | 8,260 | 9,237 | 10,851 | 12,443 | 14,578 | 16,266 | 19,337 | 22,775 | 25,038 | 28,412 | 31,410 | 35,020 | 37,566 |
| 21 | 8,897 | 9,915 | 11,591 | 13,240 | 15,445 | 17,182 | 20,337 | 23,858 | 26,171 | 29,615 | 32,671 | 36,343 | 38,932 |
| 22 | 9,542 | 10,600 | 12,338 | 14,041 | 16,314 | 18,101 | 21,337 | 24,939 | 27,301 | 30,813 | 33,924 | 37,659 | 40,289 |
| 23 | 10,196 | 11,293 | 13,091 | 14,848 | 17,187 | 19,021 | 22,337 | 26,018 | 28,429 | 32,007 | 35,172 | 38,968 | 41,638 |
| 24 | 10,856 | 11,992 | 13,848 | 15,659 | 18,062 | 19,943 | 23,337 | 27,096 | 29,553 | 33,196 | 36,415 | 40,270 | 42,980 |
| 25 | 11,524 | 12,697 | 14,611 | 16,473 | 18,940 | 20,867 | 24,337 | 28,172 | 30,675 | 34,382 | 37,652 | 41,566 | 44,314 |
| 26 | 12,198 | 13,409 | 15,379 | 17,292 | 19,820 | 21,792 | 25,336 | 29,246 | 31,795 | 35,563 | 38,885 | 42,856 | 45,642 |
| 27 | 12,879 | 14,125 | 16,151 | 18,114 | 20,703 | 22,719 | 26,336 | 30,319 | 32,912 | 36,741 | 40,113 | 44,140 | 46,963 |
| 28 | 13,565 | 14,847 | 16,928 | 18,939 | 21,588 | 23,647 | 27,336 | 31,391 | 34,027 | 37,916 | 41,337 | 45,419 | 48,278 |
| 29 | 14,256 | 15,574 | 17,708 | 19,768 | 22,475 | 24,577 | 28,336 | 32,461 | 35,139 | 39,087 | 42,557 | 46,693 | 49,588 |
| 30 | 14,953 | 16,306 | 18,493 | 20,599 | 23,364 | 25,508 | 29,336 | 33,530 | 36,250 | 40,256 | 43,773 | 47,962 | 50,892 |

Приложение Г
(справочное)

Таблицы значений квантилей распределения Фишера

Г.1 В таблицах Г.1—Г.9 содержатся значения квантилей $F_{\alpha}(v_1, v_2)$ при заданных уровнях α для различных сочетаний степеней свободы v_1 и v_2 . Каждая таблица соответствует одному уровню α , значение которого указано в заголовке таблицы, и различным значениям v_1 и v_2 .

Г.1.1 Для определения квантилей уровня α менее 0,5 следует использовать соотношение:

$$F_{\alpha}(v_1, v_2) = \frac{1}{F_{1-\alpha}(v_2, v_1)}.$$

Г.1.2 Для промежуточных значений α , лежащих между двумя соседними табличными значениями α_1 и α_2 :

$$\alpha_1 < \alpha < \alpha_2$$

значение квантиля F_{α} может быть вычислено приближенно по формуле (метод линейной интерполяции):

$$F_{\alpha} = (\alpha - \alpha_1) \left(\frac{F_{\alpha_2} - F_{\alpha_1}}{\alpha_2 - \alpha_1} \right) + F_{\alpha_1}.$$

Г.1.3 Для промежуточных значений v_1 и v_2 , лежащих между двумя соседними табличными значениями v_1' и v_1'' или v_2' и v_2'' , т. е.

$$v_1' < v_1 < v_1'' \text{ или } v_2' < v_2 < v_2'',$$

значения квантилей $F_{\alpha}(v_1)$, $F_{\alpha}(v_2)$ могут быть приближенно вычислены по формулам:

$$F_{\alpha}(v_1) = (v_1 - v_1') \frac{F_{\alpha}(v_1'') - F_{\alpha}(v_1')}{v_1'' - v_1'} + F_{\alpha}(v_1');$$

$$F_{\alpha}(v_2) = (v_2 - v_2') \frac{F_{\alpha}(v_2'') - F_{\alpha}(v_2')}{v_2'' - v_2'} + F_{\alpha}(v_2').$$

Таблица Г.1 — Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0,5$

| v_2 | Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0,5$ для степеней свободы v_1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|----------|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
| 1 | 1,0000 | 1,5000 | 1,7082 | 1,8227 | 1,8937 | 1,9422 | 1,9774 | 2,0041 | 2,0250 | 2,0419 | 2,0674 | 2,0931 | 2,1190 | 2,1321 | 2,1452 | 2,1584 | 2,1716 | 2,1848 | 2,1981 |
| 2 | 0,66667 | 1,0000 | 1,1349 | 1,2071 | 1,2519 | 1,2824 | 1,3045 | 1,3213 | 1,3344 | 1,3450 | 1,3510 | 1,3571 | 1,3633 | 1,4014 | 1,4096 | 1,4178 | 1,4261 | 1,4344 | 1,4427 |
| 3 | 0,58506 | 0,88110 | 1,0000 | 1,0632 | 1,1024 | 1,1289 | 1,1482 | 1,1627 | 1,1741 | 1,1833 | 1,1972 | 1,2111 | 1,2252 | 1,2322 | 1,2393 | 1,2464 | 1,2536 | 1,2608 | 1,2680 |
| 4 | 0,54983 | 0,82843 | 0,94054 | 1,0000 | 1,0367 | 1,0617 | 1,0797 | 1,0933 | 1,1040 | 1,1128 | 1,1255 | 1,1388 | 1,1517 | 1,1593 | 1,1649 | 1,1716 | 1,1782 | 1,1849 | 1,1916 |
| 5 | 0,52807 | 0,79877 | 0,90715 | 0,96456 | 1,0000 | 1,0240 | 1,0414 | 1,0545 | 1,0648 | 1,0730 | 1,0855 | 1,0980 | 1,1106 | 1,1170 | 1,1224 | 1,1287 | 1,1361 | 1,1426 | 1,1490 |
| 6 | 0,51489 | 0,77978 | 0,88578 | 0,94191 | 0,97654 | 1,0000 | 1,0169 | 1,0298 | 1,0398 | 1,0478 | 1,0600 | 1,0722 | 1,0845 | 1,0907 | 1,0969 | 1,1031 | 1,1093 | 1,1156 | 1,1219 |
| 7 | 0,50572 | 0,76655 | 0,87095 | 0,92619 | 0,96026 | 0,98334 | 1,0000 | 1,0126 | 1,0224 | 1,0304 | 1,0423 | 1,0543 | 1,0664 | 1,0724 | 1,0785 | 1,0846 | 1,0908 | 1,0969 | 1,1031 |
| 8 | 0,49898 | 0,75683 | 0,86004 | 0,91464 | 0,94831 | 0,97111 | 0,98777 | 1,0000 | 1,0097 | 1,0175 | 1,0293 | 1,0412 | 1,0531 | 1,0591 | 1,0651 | 1,0711 | 1,0771 | 1,0832 | 1,0893 |
| 9 | 0,49382 | 0,74938 | 0,85168 | 0,90580 | 0,93916 | 0,96175 | 0,97805 | 0,99037 | 1,0000 | 1,0077 | 1,0194 | 1,0311 | 1,0429 | 1,0489 | 1,0548 | 1,0608 | 1,0667 | 1,0727 | 1,0788 |
| 10 | 0,48973 | 0,74349 | 0,84508 | 0,89882 | 0,93193 | 0,95436 | 0,97064 | 0,98276 | 0,99232 | 1,0000 | 1,0116 | 1,0232 | 1,0349 | 1,0408 | 1,0467 | 1,0526 | 1,0585 | 1,0645 | 1,0705 |
| 11 | 0,48644 | 0,73872 | 0,83973 | 0,89316 | 0,92608 | 0,94837 | 0,96445 | 0,97661 | 0,98610 | 0,99373 | 1,0052 | 1,0168 | 1,0284 | 1,0343 | 1,0401 | 1,0460 | 1,0519 | 1,0578 | 1,0637 |
| 12 | 0,48369 | 0,73477 | 0,83530 | 0,88848 | 0,92124 | 0,94342 | 0,95943 | 0,97152 | 0,98097 | 0,98856 | 1,0000 | 1,0115 | 1,0231 | 1,0289 | 1,0347 | 1,0405 | 1,0464 | 1,0523 | 1,0582 |
| 13 | 0,48141 | 0,73145 | 0,83159 | 0,88454 | 0,91718 | 0,93926 | 0,95520 | 0,96724 | 0,97665 | 0,98421 | 0,99560 | 1,0071 | 1,0186 | 1,0243 | 1,0301 | 1,0360 | 1,0418 | 1,0476 | 1,0535 |
| 14 | 0,47944 | 0,72862 | 0,82842 | 0,88119 | 0,91371 | 0,93573 | 0,95161 | 0,96360 | 0,97298 | 0,98051 | 0,99186 | 1,0033 | 1,0147 | 1,0205 | 1,0263 | 1,0321 | 1,0379 | 1,0437 | 1,0495 |
| 15 | 0,47775 | 0,72619 | 0,82569 | 0,87830 | 0,91073 | 0,93272 | 0,94850 | 0,96046 | 0,96981 | 0,97732 | 0,98863 | 1,0000 | 1,0114 | 1,0172 | 1,0229 | 1,0287 | 1,0345 | 1,0403 | 1,0461 |
| 16 | 0,47628 | 0,72406 | 0,82330 | 0,87578 | 0,90812 | 0,93001 | 0,94580 | 0,95773 | 0,96705 | 0,97454 | 0,98582 | 0,99716 | 1,0086 | 1,0143 | 1,0200 | 1,0258 | 1,0315 | 1,0373 | 1,0431 |
| 17 | 0,47499 | 0,72219 | 0,82121 | 0,87357 | 0,90584 | 0,92767 | 0,94342 | 0,95532 | 0,96462 | 0,97203 | 0,98334 | 0,99466 | 1,0060 | 1,0117 | 1,0174 | 1,0232 | 1,0289 | 1,0347 | 1,0405 |
| 18 | 0,47385 | 0,72053 | 0,81936 | 0,87161 | 0,90381 | 0,92560 | 0,94132 | 0,95319 | 0,96247 | 0,96983 | 0,98116 | 0,99245 | 1,0038 | 1,0095 | 1,0152 | 1,0209 | 1,0267 | 1,0324 | 1,0382 |
| 19 | 0,47284 | 0,71906 | 0,81771 | 0,86987 | 0,90200 | 0,92375 | 0,93944 | 0,95129 | 0,96056 | 0,96790 | 0,97920 | 0,99047 | 1,0018 | 1,0075 | 1,0132 | 1,0189 | 1,0246 | 1,0304 | 1,0361 |
| 20 | 0,47192 | 0,71773 | 0,81621 | 0,86830 | 0,90038 | 0,92210 | 0,93776 | 0,94959 | 0,95884 | 0,96626 | 0,97746 | 0,98870 | 1,0000 | 1,0057 | 1,0114 | 1,0171 | 1,0228 | 1,0285 | 1,0343 |
| 21 | 0,47108 | 0,71653 | 0,81487 | 0,86688 | 0,89891 | 0,92060 | 0,93624 | 0,94805 | 0,95728 | 0,96470 | 0,97589 | 0,98710 | 0,99838 | 1,0040 | 1,0097 | 1,0154 | 1,0211 | 1,0268 | 1,0326 |
| 22 | 0,47033 | 0,71545 | 0,81365 | 0,86559 | 0,89759 | 0,91924 | 0,93486 | 0,94665 | 0,95588 | 0,96328 | 0,97444 | 0,98565 | 0,99692 | 1,0026 | 1,0082 | 1,0139 | 1,0196 | 1,0253 | 1,0311 |
| 23 | 0,46965 | 0,71446 | 0,81255 | 0,86442 | 0,89638 | 0,91800 | 0,93350 | 0,94528 | 0,95459 | 0,96199 | 0,97313 | 0,98433 | 0,99558 | 1,0012 | 1,0069 | 1,0126 | 1,0183 | 1,0240 | 1,0297 |
| 24 | 0,46902 | 0,71356 | 0,81153 | 0,86335 | 0,89527 | 0,91687 | 0,93245 | 0,94422 | 0,95342 | 0,96081 | 0,97194 | 0,98312 | 0,99436 | 1,0000 | 1,0057 | 1,0113 | 1,0170 | 1,0227 | 1,0284 |
| 25 | 0,46844 | 0,71272 | 0,81061 | 0,86236 | 0,89425 | 0,91583 | 0,93140 | 0,94315 | 0,95234 | 0,95972 | 0,97084 | 0,98201 | 0,99324 | 0,99887 | 1,0045 | 1,0102 | 1,0159 | 1,0215 | 1,0273 |
| 26 | 0,46793 | 0,71195 | 0,80975 | 0,86145 | 0,89331 | 0,91487 | 0,93042 | 0,94217 | 0,95135 | 0,95872 | 0,96983 | 0,98100 | 0,99220 | 0,99783 | 1,0035 | 1,0091 | 1,0148 | 1,0205 | 1,0262 |
| 27 | 0,46744 | 0,71124 | 0,80894 | 0,86061 | 0,89244 | 0,91399 | 0,92946 | 0,94123 | 0,95044 | 0,95779 | 0,96889 | 0,98004 | 0,99125 | 0,99687 | 1,0025 | 1,0082 | 1,0138 | 1,0195 | 1,0252 |
| 28 | 0,46697 | 0,71059 | 0,80820 | 0,85983 | 0,89164 | 0,91317 | 0,92869 | 0,94041 | 0,94964 | 0,95694 | 0,96802 | 0,97917 | 0,99036 | 0,99598 | 1,0016 | 1,0073 | 1,0129 | 1,0186 | 1,0243 |
| 29 | 0,46654 | 0,70989 | 0,80753 | 0,85911 | 0,89089 | 0,91241 | 0,92791 | 0,93963 | 0,94879 | 0,95614 | 0,96722 | 0,97835 | 0,98954 | 0,99515 | 1,0008 | 1,0064 | 1,0121 | 1,0177 | 1,0234 |
| 30 | 0,46616 | 0,70941 | 0,80689 | 0,85844 | 0,89019 | 0,91169 | 0,92719 | 0,93889 | 0,94805 | 0,95540 | 0,96647 | 0,97759 | 0,98877 | 0,99438 | 1,0000 | 1,0056 | 1,0113 | 1,0170 | 1,0226 |
| 40 | 0,46330 | 0,70531 | 0,80228 | 0,85357 | 0,88516 | 0,90654 | 0,92197 | 0,93361 | 0,94272 | 0,95003 | 0,96104 | 0,97211 | 0,98323 | 0,98880 | 0,99440 | 1,0000 | 1,0056 | 1,0113 | 1,0169 |
| 60 | 0,46053 | 0,70122 | 0,79770 | 0,84873 | 0,88017 | 0,90144 | 0,91679 | 0,92838 | 0,93743 | 0,94471 | 0,95166 | 0,96377 | 0,97489 | 0,98328 | 0,98884 | 0,99411 | 1,0000 | 1,0056 | 1,0112 |
| 120 | 0,45774 | 0,69717 | 0,79314 | 0,84392 | 0,87521 | 0,89637 | 0,91164 | 0,92314 | 0,93218 | 0,93943 | 0,94632 | 0,95891 | 0,97003 | 0,97780 | 0,98333 | 0,98887 | 0,99443 | 1,0000 | 1,0056 |
| ∞ | 0,45494 | 0,69315 | 0,78866 | 0,83918 | 0,87029 | 0,89135 | 0,90664 | 0,91802 | 0,92698 | 0,93418 | 0,94093 | 0,95353 | 0,96567 | 0,97236 | 0,97787 | 0,98336 | 0,98891 | 0,99445 | 1,0000 |

Таблица Г.2 — Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0,75$

| v_2 | Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0,75$ для степеней свободы v_1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|----------|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
| 1 | 5,8285 | 7,5000 | 8,1999 | 8,5810 | 8,8198 | 8,9833 | 9,1021 | 9,1922 | 9,2631 | 9,3202 | 9,4064 | 9,4934 | 9,5813 | 9,6255 | 9,6688 | 9,7144 | 9,7591 | 9,8041 | 9,8492 |
| 2 | 2,5714 | 3,0000 | 3,1534 | 3,2320 | 3,2799 | 3,3121 | 3,3352 | 3,3526 | 3,3661 | 3,3770 | 3,3934 | 3,4098 | 3,4263 | 3,4345 | 3,4428 | 3,4511 | 3,4594 | 3,4677 | 3,4761 |
| 3 | 2,0239 | 2,2798 | 2,3555 | 2,3901 | 2,4095 | 2,4218 | 2,4302 | 2,4364 | 2,4410 | 2,4447 | 2,4500 | 2,4552 | 2,4602 | 2,4626 | 2,4650 | 2,4674 | 2,4697 | 2,4720 | 2,4742 |
| 4 | 1,8074 | 2,0000 | 2,0467 | 2,0642 | 2,0723 | 2,0766 | 2,0790 | 2,0805 | 2,0814 | 2,0820 | 2,0826 | 2,0829 | 2,0832 | 2,0835 | 2,0837 | 2,0839 | 2,0841 | 2,0842 | 2,0843 |
| 5 | 1,6925 | 1,8528 | 1,8843 | 1,8927 | 1,8947 | 1,8951 | 1,8955 | 1,8958 | 1,8961 | 1,8963 | 1,8965 | 1,8967 | 1,8969 | 1,8970 | 1,8971 | 1,8972 | 1,8973 | 1,8974 | 1,8975 |
| 6 | 1,6214 | 1,7622 | 1,7844 | 1,7872 | 1,7882 | 1,7885 | 1,7887 | 1,7889 | 1,7890 | 1,7891 | 1,7892 | 1,7893 | 1,7894 | 1,7895 | 1,7896 | 1,7897 | 1,7898 | 1,7899 | 1,7900 |
| 7 | 1,5732 | 1,7010 | 1,7169 | 1,7197 | 1,7211 | 1,7219 | 1,7224 | 1,7228 | 1,7231 | 1,7233 | 1,7235 | 1,7237 | 1,7239 | 1,7240 | 1,7241 | 1,7242 | 1,7243 | 1,7244 | 1,7245 |
| 8 | 1,5384 | 1,6569 | 1,6683 | 1,6694 | 1,6698 | 1,6699 | 1,6700 | 1,6701 | 1,6702 | 1,6703 | 1,6704 | 1,6705 | 1,6706 | 1,6707 | 1,6708 | 1,6709 | 1,6710 | 1,6711 | 1,6712 |
| 9 | 1,5121 | 1,6236 | 1,6315 | 1,6323 | 1,6326 | 1,6327 | 1,6328 | 1,6329 | 1,6330 | 1,6331 | 1,6332 | 1,6333 | 1,6334 | 1,6335 | 1,6336 | 1,6337 | 1,6338 | 1,6339 | 1,6340 |
| 10 | 1,4915 | 1,5975 | 1,6028 | 1,6031 | 1,6032 | 1,6033 | 1,6034 | 1,6035 | 1,6036 | 1,6037 | 1,6038 | 1,6039 | 1,6040 | 1,6041 | 1,6042 | 1,6043 | 1,6044 | 1,6045 | 1,6046 |
| 11 | 1,4749 | 1,5767 | 1,5798 | 1,5799 | 1,5800 | 1,5801 | 1,5802 | 1,5803 | 1,5804 | 1,5805 | 1,5806 | 1,5807 | 1,5808 | 1,5809 | 1,5810 | 1,5811 | 1,5812 | 1,5813 | 1,5814 |
| 12 | 1,4613 | 1,5585 | 1,5609 | 1,5609 | 1,5610 | 1,5611 | 1,5612 | 1,5613 | 1,5614 | 1,5615 | 1,5616 | 1,5617 | 1,5618 | 1,5619 | 1,5620 | 1,5621 | 1,5622 | 1,5623 | 1,5624 |
| 13 | 1,4500 | 1,5452 | 1,5451 | 1,5452 | 1,5453 | 1,5454 | 1,5455 | 1,5456 | 1,5457 | 1,5458 | 1,5459 | 1,5460 | 1,5461 | 1,5462 | 1,5463 | 1,5464 | 1,5465 | 1,5466 | 1,5467 |
| 14 | 1,4403 | 1,5331 | 1,5317 | 1,5318 | 1,5319 | 1,5320 | 1,5321 | 1,5322 | 1,5323 | 1,5324 | 1,5325 | 1,5326 | 1,5327 | 1,5328 | 1,5329 | 1,5330 | 1,5331 | 1,5332 | 1,5333 |
| 15 | 1,4321 | 1,5227 | 1,5202 | 1,5201 | 1,5202 | 1,5203 | 1,5204 | 1,5205 | 1,5206 | 1,5207 | 1,5208 | 1,5209 | 1,5210 | 1,5211 | 1,5212 | 1,5213 | 1,5214 | 1,5215 | 1,5216 |
| 16 | 1,4249 | 1,5137 | 1,5103 | 1,5102 | 1,5103 | 1,5104 | 1,5105 | 1,5106 | 1,5107 | 1,5108 | 1,5109 | 1,5110 | 1,5111 | 1,5112 | 1,5113 | 1,5114 | 1,5115 | 1,5116 | 1,5117 |
| 17 | 1,4186 | 1,5057 | 1,5015 | 1,5014 | 1,5015 | 1,5016 | 1,5017 | 1,5018 | 1,5019 | 1,5020 | 1,5021 | 1,5022 | 1,5023 | 1,5024 | 1,5025 | 1,5026 | 1,5027 | 1,5028 | 1,5029 |
| 18 | 1,4130 | 1,4988 | 1,4938 | 1,4937 | 1,4938 | 1,4939 | 1,4940 | 1,4941 | 1,4942 | 1,4943 | 1,4944 | 1,4945 | 1,4946 | 1,4947 | 1,4948 | 1,4949 | 1,4950 | 1,4951 | 1,4952 |
| 19 | 1,4081 | 1,4925 | 1,4870 | 1,4869 | 1,4870 | 1,4871 | 1,4872 | 1,4873 | 1,4874 | 1,4875 | 1,4876 | 1,4877 | 1,4878 | 1,4879 | 1,4880 | 1,4881 | 1,4882 | 1,4883 | 1,4884 |
| 20 | 1,4037 | 1,4870 | 1,4808 | 1,4807 | 1,4808 | 1,4809 | 1,4810 | 1,4811 | 1,4812 | 1,4813 | 1,4814 | 1,4815 | 1,4816 | 1,4817 | 1,4818 | 1,4819 | 1,4820 | 1,4821 | 1,4822 |
| 21 | 1,3997 | 1,4820 | 1,4757 | 1,4756 | 1,4757 | 1,4758 | 1,4759 | 1,4760 | 1,4761 | 1,4762 | 1,4763 | 1,4764 | 1,4765 | 1,4766 | 1,4767 | 1,4768 | 1,4769 | 1,4770 | 1,4771 |
| 22 | 1,3961 | 1,4774 | 1,4703 | 1,4702 | 1,4703 | 1,4704 | 1,4705 | 1,4706 | 1,4707 | 1,4708 | 1,4709 | 1,4710 | 1,4711 | 1,4712 | 1,4713 | 1,4714 | 1,4715 | 1,4716 | 1,4717 |
| 23 | 1,3928 | 1,4733 | 1,4657 | 1,4656 | 1,4657 | 1,4658 | 1,4659 | 1,4660 | 1,4661 | 1,4662 | 1,4663 | 1,4664 | 1,4665 | 1,4666 | 1,4667 | 1,4668 | 1,4669 | 1,4670 | 1,4671 |
| 24 | 1,3898 | 1,4695 | 1,4615 | 1,4614 | 1,4615 | 1,4616 | 1,4617 | 1,4618 | 1,4619 | 1,4620 | 1,4621 | 1,4622 | 1,4623 | 1,4624 | 1,4625 | 1,4626 | 1,4627 | 1,4628 | 1,4629 |
| 25 | 1,3870 | 1,4661 | 1,4577 | 1,4576 | 1,4577 | 1,4578 | 1,4579 | 1,4580 | 1,4581 | 1,4582 | 1,4583 | 1,4584 | 1,4585 | 1,4586 | 1,4587 | 1,4588 | 1,4589 | 1,4590 | 1,4591 |
| 26 | 1,3845 | 1,4629 | 1,4542 | 1,4541 | 1,4542 | 1,4543 | 1,4544 | 1,4545 | 1,4546 | 1,4547 | 1,4548 | 1,4549 | 1,4550 | 1,4551 | 1,4552 | 1,4553 | 1,4554 | 1,4555 | 1,4556 |
| 27 | 1,3822 | 1,4600 | 1,4510 | 1,4509 | 1,4510 | 1,4511 | 1,4512 | 1,4513 | 1,4514 | 1,4515 | 1,4516 | 1,4517 | 1,4518 | 1,4519 | 1,4520 | 1,4521 | 1,4522 | 1,4523 | 1,4524 |
| 28 | 1,3800 | 1,4573 | 1,4480 | 1,4479 | 1,4480 | 1,4481 | 1,4482 | 1,4483 | 1,4484 | 1,4485 | 1,4486 | 1,4487 | 1,4488 | 1,4489 | 1,4490 | 1,4491 | 1,4492 | 1,4493 | 1,4494 |
| 29 | 1,3780 | 1,4547 | 1,4452 | 1,4451 | 1,4452 | 1,4453 | 1,4454 | 1,4455 | 1,4456 | 1,4457 | 1,4458 | 1,4459 | 1,4460 | 1,4461 | 1,4462 | 1,4463 | 1,4464 | 1,4465 | 1,4466 |
| 30 | 1,3761 | 1,4524 | 1,4426 | 1,4425 | 1,4426 | 1,4427 | 1,4428 | 1,4429 | 1,4430 | 1,4431 | 1,4432 | 1,4433 | 1,4434 | 1,4435 | 1,4436 | 1,4437 | 1,4438 | 1,4439 | 1,4440 |
| 40 | 1,3626 | 1,4365 | 1,4239 | 1,4238 | 1,4239 | 1,4240 | 1,4241 | 1,4242 | 1,4243 | 1,4244 | 1,4245 | 1,4246 | 1,4247 | 1,4248 | 1,4249 | 1,4250 | 1,4251 | 1,4252 | 1,4253 |
| 60 | 1,3493 | 1,4188 | 1,4055 | 1,4054 | 1,4055 | 1,4056 | 1,4057 | 1,4058 | 1,4059 | 1,4060 | 1,4061 | 1,4062 | 1,4063 | 1,4064 | 1,4065 | 1,4066 | 1,4067 | 1,4068 | 1,4069 |
| 120 | 1,3362 | 1,4024 | 1,3873 | 1,3872 | 1,3873 | 1,3874 | 1,3875 | 1,3876 | 1,3877 | 1,3878 | 1,3879 | 1,3880 | 1,3881 | 1,3882 | 1,3883 | 1,3884 | 1,3885 | 1,3886 | 1,3887 |
| ∞ | 1,3233 | 1,3863 | 1,3684 | 1,3683 | 1,3684 | 1,3685 | 1,3686 | 1,3687 | 1,3688 | 1,3689 | 1,3690 | 1,3691 | 1,3692 | 1,3693 | 1,3694 | 1,3695 | 1,3696 | 1,3697 | 1,3698 |

Таблица Г.3 — Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0,999$

| v_2 | Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0.999$ для степеней свободы v_1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|----------|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
| 1 | 405300 | 500000 | 540400 | 562500 | 576400 | 585900 | 592900 | 598100 | 602300 | 605800 | 610700 | 615800 | 620900 | 623500 | 626100 | 628700 | 631300 | 634000 | 636600 |
| 2 | 999.5 | 999.0 | 999.2 | 999.2 | 999.3 | 999.3 | 999.4 | 999.4 | 999.4 | 999.4 | 999.4 | 999.4 | 999.4 | 999.5 | 999.5 | 999.5 | 999.5 | 999.5 | 999.5 |
| 3 | 167.0 | 148.5 | 141.1 | 137.1 | 134.6 | 132.8 | 131.6 | 130.6 | 129.9 | 129.2 | 128.3 | 127.4 | 126.4 | 125.9 | 125.4 | 125.0 | 124.5 | 124.0 | 123.5 |
| 4 | 74.14 | 61.25 | 56.18 | 53.44 | 51.71 | 50.53 | 49.66 | 49.00 | 48.47 | 48.05 | 47.41 | 46.76 | 46.10 | 45.77 | 45.43 | 45.09 | 44.75 | 44.40 | 44.05 |
| 5 | 47.18 | 37.12 | 33.20 | 31.09 | 29.75 | 28.84 | 28.16 | 27.64 | 27.24 | 26.92 | 26.42 | 25.91 | 25.39 | 25.14 | 24.87 | 24.60 | 24.33 | 24.06 | 23.79 |
| 6 | 35.51 | 27.00 | 23.70 | 21.92 | 20.81 | 20.03 | 19.46 | 19.03 | 18.69 | 18.41 | 17.99 | 17.56 | 17.12 | 16.89 | 16.67 | 16.44 | 16.21 | 15.99 | 15.75 |
| 7 | 29.25 | 21.69 | 18.77 | 17.19 | 16.21 | 15.52 | 15.02 | 14.63 | 14.33 | 14.08 | 13.71 | 13.32 | 12.93 | 12.73 | 12.53 | 12.33 | 12.12 | 11.91 | 11.70 |
| 8 | 25.42 | 18.49 | 15.83 | 14.39 | 13.49 | 12.86 | 12.40 | 12.04 | 11.77 | 11.54 | 11.19 | 10.84 | 10.48 | 10.30 | 10.11 | 9.92 | 9.73 | 9.53 | 9.33 |
| 9 | 22.86 | 16.39 | 13.90 | 12.56 | 11.71 | 11.13 | 10.70 | 10.37 | 10.11 | 9.88 | 9.57 | 9.24 | 8.90 | 8.72 | 8.55 | 8.37 | 8.19 | 8.00 | 7.81 |
| 10 | 21.04 | 14.91 | 12.55 | 11.28 | 10.48 | 9.92 | 9.52 | 9.20 | 8.96 | 8.75 | 8.45 | 8.13 | 7.80 | 7.64 | 7.47 | 7.30 | 7.12 | 6.94 | 6.76 |
| 11 | 19.69 | 13.81 | 11.56 | 10.35 | 9.58 | 9.05 | 8.66 | 8.35 | 8.12 | 7.92 | 7.63 | 7.32 | 7.01 | 6.85 | 6.68 | 6.52 | 6.35 | 6.17 | 6.00 |
| 12 | 18.64 | 12.97 | 10.80 | 9.63 | 8.89 | 8.38 | 8.00 | 7.71 | 7.48 | 7.29 | 7.00 | 6.71 | 6.40 | 6.25 | 6.09 | 5.93 | 5.76 | 5.59 | 5.42 |
| 13 | 17.81 | 12.31 | 10.21 | 9.07 | 8.35 | 7.86 | 7.49 | 7.21 | 6.98 | 6.80 | 6.52 | 6.23 | 5.93 | 5.78 | 5.63 | 5.47 | 5.30 | 5.14 | 4.97 |
| 14 | 17.14 | 11.78 | 9.73 | 8.62 | 7.92 | 7.43 | 7.08 | 6.80 | 6.58 | 6.40 | 6.13 | 5.85 | 5.56 | 5.41 | 5.25 | 5.10 | 4.94 | 4.77 | 4.60 |
| 15 | 16.59 | 11.34 | 9.34 | 8.25 | 7.57 | 7.09 | 6.74 | 6.47 | 6.26 | 6.08 | 5.81 | 5.54 | 5.25 | 5.10 | 4.95 | 4.80 | 4.64 | 4.47 | 4.31 |
| 16 | 16.12 | 10.97 | 9.00 | 7.94 | 7.27 | 6.81 | 6.46 | 6.19 | 5.98 | 5.81 | 5.55 | 5.27 | 4.99 | 4.85 | 4.70 | 4.54 | 4.39 | 4.23 | 4.06 |
| 17 | 15.72 | 10.66 | 8.73 | 7.69 | 7.02 | 6.56 | 6.22 | 5.96 | 5.75 | 5.58 | 5.32 | 5.05 | 4.78 | 4.63 | 4.48 | 4.33 | 4.18 | 4.02 | 3.85 |
| 18 | 15.38 | 10.39 | 8.49 | 7.46 | 6.81 | 6.35 | 6.02 | 5.76 | 5.56 | 5.39 | 5.13 | 4.87 | 4.59 | 4.45 | 4.30 | 4.15 | 4.00 | 3.84 | 3.67 |
| 19 | 15.08 | 10.16 | 8.28 | 7.26 | 6.62 | 6.18 | 5.85 | 5.59 | 5.39 | 5.22 | 4.97 | 4.70 | 4.43 | 4.29 | 4.14 | 3.99 | 3.84 | 3.68 | 3.51 |
| 20 | 14.82 | 9.95 | 8.10 | 7.10 | 6.46 | 6.02 | 5.69 | 5.44 | 5.24 | 5.08 | 4.82 | 4.56 | 4.29 | 4.15 | 4.00 | 3.86 | 3.70 | 3.54 | 3.38 |
| 21 | 14.59 | 9.77 | 7.94 | 6.95 | 6.32 | 5.88 | 5.56 | 5.31 | 5.11 | 4.95 | 4.70 | 4.44 | 4.17 | 4.03 | 3.88 | 3.74 | 3.58 | 3.42 | 3.26 |
| 22 | 14.38 | 9.61 | 7.80 | 6.81 | 6.19 | 5.76 | 5.44 | 5.19 | 4.99 | 4.83 | 4.58 | 4.33 | 4.06 | 3.92 | 3.78 | 3.63 | 3.48 | 3.32 | 3.15 |
| 23 | 14.19 | 9.47 | 7.67 | 6.69 | 6.08 | 5.65 | 5.33 | 5.09 | 4.89 | 4.73 | 4.48 | 4.23 | 3.96 | 3.82 | 3.68 | 3.53 | 3.38 | 3.22 | 3.05 |
| 24 | 14.03 | 9.34 | 7.55 | 6.58 | 5.98 | 5.55 | 5.23 | 4.99 | 4.80 | 4.64 | 4.39 | 4.14 | 3.87 | 3.74 | 3.59 | 3.45 | 3.29 | 3.14 | 2.97 |
| 25 | 13.88 | 9.22 | 7.45 | 6.48 | 5.88 | 5.46 | 5.15 | 4.91 | 4.71 | 4.56 | 4.31 | 4.06 | 3.79 | 3.66 | 3.52 | 3.37 | 3.22 | 3.06 | 2.89 |
| 26 | 13.74 | 9.12 | 7.36 | 6.41 | 5.80 | 5.38 | 5.07 | 4.83 | 4.64 | 4.48 | 4.24 | 3.99 | 3.72 | 3.59 | 3.44 | 3.30 | 3.15 | 2.99 | 2.82 |
| 27 | 13.61 | 9.02 | 7.27 | 6.33 | 5.73 | 5.31 | 5.00 | 4.76 | 4.57 | 4.41 | 4.17 | 3.92 | 3.66 | 3.52 | 3.38 | 3.23 | 3.08 | 2.92 | 2.75 |
| 28 | 13.50 | 8.93 | 7.19 | 6.25 | 5.66 | 5.24 | 4.93 | 4.69 | 4.50 | 4.35 | 4.11 | 3.86 | 3.60 | 3.46 | 3.32 | 3.18 | 3.02 | 2.86 | 2.69 |
| 29 | 13.39 | 8.85 | 7.12 | 6.19 | 5.59 | 5.18 | 4.87 | 4.64 | 4.45 | 4.29 | 4.05 | 3.80 | 3.54 | 3.41 | 3.27 | 3.12 | 2.97 | 2.81 | 2.64 |
| 30 | 13.29 | 8.77 | 7.05 | 6.12 | 5.53 | 5.12 | 4.82 | 4.58 | 4.39 | 4.24 | 4.00 | 3.75 | 3.49 | 3.36 | 3.22 | 3.07 | 2.92 | 2.76 | 2.59 |
| 40 | 12.61 | 8.25 | 6.60 | 5.70 | 5.13 | 4.73 | 4.44 | 4.21 | 4.02 | 3.87 | 3.64 | 3.40 | 3.15 | 3.01 | 2.87 | 2.73 | 2.57 | 2.41 | 2.23 |
| 60 | 11.97 | 7.76 | 6.17 | 5.31 | 4.76 | 4.37 | 4.09 | 3.87 | 3.69 | 3.54 | 3.31 | 3.08 | 2.83 | 2.69 | 2.55 | 2.41 | 2.25 | 2.08 | 1.89 |
| 120 | 11.38 | 7.32 | 5.79 | 4.95 | 4.42 | 4.04 | 3.77 | 3.55 | 3.38 | 3.24 | 3.02 | 2.78 | 2.53 | 2.40 | 2.26 | 2.11 | 1.95 | 1.78 | 1.54 |
| ∞ | 10.83 | 6.91 | 5.42 | 4.62 | 4.10 | 3.74 | 3.47 | 3.27 | 3.10 | 2.96 | 2.74 | 2.51 | 2.27 | 2.13 | 1.99 | 1.84 | 1.68 | 1.45 | 1.00 |

Таблица Г.4 — Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0,9995$

| v_2 | Квантили F -распределения уровня $\alpha = 0,9995$ | | | | | | | | | | | |
|----------|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 |
| 1 | 1620000 | 2000000 | 2160000 | 2250000 | 2310000 | 2340000 | 2370000 | 2390000 | 2410000 | 2420000 | 2430000 | 2440000 |
| 2 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 |
| 3 | 266 | 237 | 225 | 218 | 214 | 211 | 209 | 208 | 207 | 206 | 204 | 204 |
| 4 | 106 | 87,4 | 80,1 | 76,1 | 73,6 | 71,9 | 70,6 | 69,7 | 68,9 | 68,3 | 67,8 | 67,4 |
| 5 | 63,6 | 49,8 | 44,4 | 41,5 | 39,7 | 38,5 | 37,6 | 36,9 | 36,4 | 35,9 | 35,6 | 35,2 |
| 6 | 46,1 | 34,8 | 30,4 | 28,1 | 26,6 | 25,6 | 24,9 | 24,3 | 23,9 | 23,5 | 23,2 | 23,0 |
| 7 | 37,0 | 27,2 | 23,5 | 21,4 | 20,2 | 19,3 | 18,7 | 18,2 | 17,8 | 17,5 | 17,2 | 17,0 |
| 8 | 31,6 | 22,8 | 19,4 | 17,6 | 16,4 | 15,7 | 15,1 | 14,6 | 14,3 | 14,0 | 13,8 | 13,6 |
| 9 | 28,0 | 19,9 | 16,8 | 15,1 | 14,1 | 13,3 | 12,8 | 12,4 | 12,1 | 11,8 | 11,6 | 11,4 |
| 10 | 25,5 | 17,9 | 15,0 | 13,4 | 12,4 | 11,8 | 11,3 | 10,9 | 10,6 | 10,3 | 10,1 | 9,93 |
| 11 | 23,6 | 16,4 | 13,6 | 12,2 | 11,2 | 10,6 | 10,1 | 9,76 | 9,48 | 9,24 | 9,04 | 8,88 |
| 12 | 22,2 | 15,3 | 12,7 | 11,2 | 10,4 | 9,74 | 9,28 | 8,94 | 8,66 | 8,43 | 8,24 | 8,08 |
| 15 | 19,5 | 13,2 | 10,8 | 9,48 | 8,66 | 8,10 | 7,68 | 7,36 | 7,11 | 6,91 | 6,75 | 6,60 |
| 20 | 17,2 | 11,4 | 9,20 | 8,02 | 7,28 | 6,76 | 6,38 | 6,08 | 5,85 | 5,66 | 5,51 | 5,38 |
| 24 | 16,2 | 10,6 | 8,52 | 7,39 | 6,68 | 6,18 | 5,82 | 5,54 | 5,31 | 5,13 | 4,98 | 4,85 |
| 30 | 15,2 | 9,90 | 7,90 | 6,82 | 6,14 | 5,66 | 5,31 | 5,04 | 4,82 | 4,65 | 4,51 | 4,38 |
| 40 | 14,4 | 9,25 | 7,33 | 6,30 | 5,64 | 5,19 | 4,85 | 4,59 | 4,38 | 4,21 | 4,07 | 3,95 |
| 60 | 13,6 | 8,65 | 6,81 | 5,82 | 5,20 | 4,76 | 4,44 | 4,18 | 3,98 | 3,82 | 3,69 | 3,57 |
| 120 | 12,8 | 8,10 | 6,34 | 5,39 | 4,79 | 4,37 | 4,07 | 3,82 | 3,63 | 3,47 | 3,34 | 3,22 |
| ∞ | 12,1 | 7,60 | 5,91 | 5,00 | 4,42 | 4,02 | 3,72 | 3,48 | 3,30 | 3,14 | 3,02 | 2,90 |

Таблица Г.5 — Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0,995$

| v_2 | Квантили F -распределения уровня $\alpha = 0,995$ | | | | | | | | |
|-------|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 1 | 16211 | 20000 | 21615 | 22500 | 23056 | 23437 | 23715 | 23925 | 24091 |
| 2 | 198,50 | 199,00 | 199,17 | 199,25 | 199,30 | 199,33 | 199,36 | 199,37 | 199,39 |
| 3 | 55,552 | 49,799 | 47,467 | 46,195 | 45,392 | 44,838 | 44,434 | 44,126 | 43,882 |
| 4 | 31,333 | 26,284 | 24,259 | 23,155 | 22,456 | 21,975 | 21,622 | 21,352 | 21,139 |
| 5 | 22,785 | 18,314 | 16,530 | 15,556 | 14,940 | 14,513 | 14,200 | 13,961 | 13,772 |
| 6 | 18,635 | 14,544 | 12,917 | 12,028 | 11,464 | 11,073 | 10,786 | 10,566 | 10,391 |
| 7 | 16,236 | 12,404 | 10,882 | 10,050 | 9,5221 | 9,1554 | 8,8854 | 8,6781 | 8,5138 |
| 8 | 14,688 | 11,042 | 9,5965 | 8,8051 | 8,3018 | 7,9520 | 7,6942 | 7,4960 | 7,3386 |
| 9 | 13,614 | 10,107 | 8,7171 | 7,9559 | 7,4711 | 7,1338 | 6,8849 | 6,6933 | 6,5411 |
| 10 | 12,826 | 9,4270 | 8,0807 | 7,3428 | 6,8723 | 6,5446 | 6,3025 | 6,1159 | 5,9676 |
| 11 | 12,226 | 8,9122 | 7,6004 | 6,8809 | 6,4217 | 6,1015 | 5,8648 | 5,6821 | 5,5368 |
| 12 | 11,754 | 8,5096 | 7,2258 | 6,5211 | 6,0711 | 5,7570 | 5,5245 | 5,3451 | 5,2021 |
| 13 | 11,374 | 8,1865 | 6,9257 | 6,2335 | 5,7910 | 5,4819 | 5,2529 | 5,0761 | 4,9351 |
| 14 | 11,060 | 7,9216 | 6,6803 | 5,9984 | 5,5623 | 5,2574 | 5,0313 | 4,8566 | 4,7173 |
| 15 | 10,798 | 7,7008 | 6,4760 | 5,8029 | 5,3721 | 5,0708 | 4,8473 | 4,6743 | 4,5364 |
| 16 | 10,575 | 7,5138 | 6,3034 | 5,6378 | 5,2117 | 4,9134 | 4,6920 | 4,5207 | 4,3838 |
| 17 | 10,384 | 7,3536 | 6,1556 | 5,4967 | 5,0746 | 4,7789 | 4,5594 | 4,3893 | 4,2535 |
| 18 | 10,218 | 7,2148 | 6,0277 | 5,3746 | 4,9560 | 4,6627 | 4,4448 | 4,2759 | 4,1410 |
| 19 | 10,073 | 7,0935 | 5,9161 | 5,2181 | 4,8526 | 4,5614 | 4,3448 | 4,1770 | 4,0428 |
| 20 | 9,9439 | 6,9865 | 5,8177 | 5,1743 | 4,7616 | 4,4721 | 4,2569 | 4,0900 | 3,9564 |
| 21 | 9,8295 | 6,8914 | 5,7304 | 5,0911 | 4,6808 | 4,3931 | 4,1789 | 4,0128 | 3,8799 |
| 22 | 9,7271 | 6,8064 | 5,6524 | 5,0168 | 4,6088 | 4,3225 | 4,1094 | 3,9440 | 3,8116 |
| 23 | 9,6348 | 6,7300 | 5,5823 | 4,9500 | 4,5441 | 4,2591 | 4,0469 | 3,8822 | 3,7502 |
| 24 | 9,5513 | 6,6609 | 5,5190 | 4,8898 | 4,4857 | 4,2019 | 3,9905 | 3,8264 | 3,6949 |

для степеней свободы ν_1

| | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 50 | 60 | 100 | 120 | 200 | 500 | ∞ |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|----------|
| 2460000 | 2480000 | 2490000 | 2500000 | 2510000 | 2520000 | 2520000 | 2530000 | 2530000 | 2530000 | 2530000 | 2540000 | 2540000 |
| 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 | 2000 |
| 203 | 201 | 200 | 199 | 199 | 198 | 198 | 198 | 197 | 197 | 197 | 196 | 196 |
| 66,5 | 65,5 | 65,1 | 64,6 | 64,1 | 63,8 | 63,6 | 63,2 | 63,1 | 62,9 | 62,9 | 62,7 | 62,6 |
| 34,6 | 33,9 | 33,5 | 33,1 | 32,7 | 32,5 | 32,3 | 32,1 | 32,0 | 31,8 | 31,8 | 31,7 | 31,6 |
| 22,4 | 21,9 | 21,7 | 21,4 | 21,1 | 20,9 | 20,7 | 20,5 | 20,4 | 20,3 | 20,3 | 20,2 | 20,1 |
| 16,5 | 16,0 | 15,7 | 15,5 | 15,2 | 15,1 | 15,0 | 14,7 | 14,7 | 14,6 | 14,6 | 14,5 | 14,4 |
| 13,1 | 12,7 | 12,5 | 12,2 | 12,0 | 11,8 | 11,8 | 11,6 | 11,5 | 11,4 | 11,4 | 11,4 | 11,3 |
| 11,0 | 10,8 | 10,4 | 10,2 | 9,94 | 9,80 | 9,1 | 9,53 | 9,49 | 9,40 | 9,40 | 9,32 | 9,26 |
| 9,56 | 9,16 | 8,96 | 8,75 | 8,54 | 8,42 | 8,33 | 8,16 | 8,12 | 8,04 | 8,04 | 7,96 | 7,90 |
| 8,52 | 8,14 | 7,94 | 7,75 | 7,55 | 7,43 | 7,35 | 7,18 | 7,14 | 7,06 | 7,06 | 6,98 | 6,93 |
| 7,74 | 7,37 | 7,18 | 7,00 | 6,80 | 6,68 | 6,61 | 6,45 | 6,41 | 6,33 | 6,33 | 6,25 | 6,20 |
| 6,27 | 5,93 | 5,75 | 5,58 | 5,40 | 5,29 | 5,21 | 5,06 | 5,02 | 4,94 | 4,94 | 4,87 | 4,83 |
| 5,07 | 4,75 | 4,58 | 4,42 | 4,24 | 4,15 | 4,07 | 3,93 | 3,90 | 3,82 | 3,82 | 3,75 | 3,70 |
| 4,55 | 4,25 | 4,09 | 3,93 | 3,76 | 3,66 | 3,59 | 3,44 | 3,41 | 3,33 | 3,33 | 3,27 | 3,22 |
| 4,10 | 3,80 | 3,65 | 3,48 | 3,32 | 3,22 | 3,15 | 3,00 | 2,97 | 2,89 | 2,89 | 2,82 | 2,78 |
| 3,68 | 3,39 | 3,24 | 3,08 | 2,92 | 2,82 | 2,74 | 2,60 | 2,57 | 2,49 | 2,49 | 2,41 | 2,37 |
| 3,30 | 3,02 | 2,87 | 2,71 | 2,55 | 2,45 | 2,38 | 2,23 | 2,19 | 2,11 | 2,11 | 2,03 | 1,98 |
| 3,96 | 2,67 | 2,53 | 2,38 | 2,21 | 2,11 | 2,01 | 1,88 | 1,84 | 1,75 | 1,75 | 1,67 | 1,60 |
| 2,65 | 2,37 | 2,22 | 2,07 | 1,91 | 1,79 | 1,71 | 1,53 | 1,48 | 1,36 | 1,36 | 1,22 | 1,00 |

для степеней свободы ν_1

| | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 24224 | 24426 | 24630 | 24836 | 24940 | 25044 | 25148 | 25253 | 25339 | 25465 | 25465 |
| 199,40 | 199,42 | 199,43 | 199,45 | 199,46 | 199,47 | 199,47 | 199,48 | 199,49 | 199,51 | 199,51 |
| 43,686 | 43,387 | 43,085 | 42,778 | 42,622 | 42,466 | 42,308 | 42,149 | 41,989 | 41,829 | 41,829 |
| 20,967 | 20,705 | 20,438 | 20,167 | 20,030 | 19,892 | 19,752 | 19,611 | 19,468 | 19,325 | 19,325 |
| 13,618 | 13,384 | 13,146 | 12,903 | 12,780 | 12,656 | 12,530 | 12,402 | 12,274 | 12,144 | 12,144 |
| 10,250 | 10,034 | 9,8140 | 9,5888 | 9,4741 | 9,3583 | 9,2408 | 9,1219 | 9,0015 | 8,8793 | 8,8793 |
| 8,3803 | 8,1764 | 7,9678 | 7,7540 | 7,6450 | 7,5345 | 7,4225 | 7,3088 | 7,1933 | 7,0760 | 7,0760 |
| 7,2107 | 7,0149 | 6,8143 | 6,6082 | 6,5029 | 6,3961 | 6,2875 | 6,1772 | 6,0649 | 5,9505 | 5,9505 |
| 6,4171 | 6,2274 | 6,0325 | 5,8318 | 5,7292 | 5,6248 | 5,5186 | 5,4104 | 5,3001 | 5,1875 | 5,1875 |
| 5,8467 | 5,6613 | 5,4707 | 5,2740 | 5,1732 | 5,0705 | 4,9659 | 4,8592 | 4,7501 | 4,6385 | 4,6385 |
| 5,4182 | 5,2363 | 5,0489 | 4,8552 | 4,7557 | 4,6543 | 4,5508 | 4,4450 | 4,3367 | 4,2256 | 4,2256 |
| 5,0855 | 4,9063 | 4,7214 | 4,5299 | 4,4315 | 4,3309 | 4,2282 | 4,1229 | 4,0149 | 3,9039 | 3,9039 |
| 4,8199 | 4,6429 | 4,4600 | 4,2703 | 4,1726 | 4,0727 | 3,9704 | 3,8665 | 3,7577 | 3,6465 | 3,6465 |
| 4,6034 | 4,4281 | 4,2468 | 4,0585 | 3,9614 | 3,8619 | 3,7600 | 3,6553 | 3,5473 | 3,4359 | 3,4359 |
| 4,4236 | 4,2498 | 4,0698 | 3,8826 | 3,7859 | 3,6867 | 3,5850 | 3,4803 | 3,3722 | 3,2602 | 3,2602 |
| 4,2719 | 4,0994 | 3,9205 | 3,7342 | 3,6378 | 3,5388 | 3,4372 | 3,3324 | 3,2240 | 3,1115 | 3,1115 |
| 4,1423 | 3,9709 | 3,7929 | 3,6073 | 3,5112 | 3,4124 | 3,3107 | 3,2058 | 3,0971 | 2,9839 | 2,9839 |
| 4,0305 | 3,8599 | 3,6827 | 3,4977 | 3,4017 | 3,3030 | 3,2014 | 3,0962 | 2,9871 | 2,8732 | 2,8732 |
| 3,9329 | 3,7631 | 3,5866 | 3,4020 | 3,3062 | 3,2075 | 3,1058 | 3,0004 | 2,8908 | 2,7762 | 2,7762 |
| 3,8470 | 3,6779 | 3,5020 | 3,3178 | 3,2220 | 3,1234 | 3,0215 | 2,9159 | 2,8058 | 2,6904 | 2,6904 |
| 3,7709 | 3,6024 | 3,4270 | 3,2431 | 3,1474 | 3,0488 | 2,9467 | 2,8408 | 2,7302 | 2,6140 | 2,6140 |
| 3,7030 | 3,5350 | 3,3600 | 3,1764 | 3,0807 | 2,9821 | 2,8799 | 2,7736 | 2,6625 | 2,5455 | 2,5455 |
| 3,6420 | 3,4745 | 3,2999 | 3,1165 | 3,0208 | 2,9221 | 2,8198 | 2,7132 | 2,6016 | 2,4837 | 2,4837 |
| 3,5870 | 3,4199 | 3,2456 | 3,0624 | 2,9667 | 2,8679 | 2,7654 | 2,6585 | 2,5463 | 2,4276 | 2,4276 |

Окончание таблицы Г.5

| v_2 | Квантили F-распределения уровня $\alpha = 0,995$ | | | | | | | | | |
|----------|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | |
| 25 | 9,4753 | 6,5982 | 5,4615 | 4,8351 | 4,4327 | 4,1500 | 3,9394 | 3,7758 | 3,6447 | |
| 26 | 9,4059 | 6,5409 | 5,4091 | 4,7852 | 4,3844 | 4,1027 | 3,8928 | 3,7297 | 3,5989 | |
| 27 | 9,3423 | 6,4885 | 5,3611 | 4,7396 | 4,3402 | 4,0594 | 3,8501 | 3,6875 | 3,5571 | |
| 28 | 9,2838 | 6,4403 | 5,3170 | 4,6977 | 4,2996 | 4,0197 | 3,8110 | 3,6487 | 3,5186 | |
| 29 | 9,2297 | 6,3958 | 5,2764 | 4,6591 | 4,2622 | 3,9830 | 3,7749 | 3,6130 | 3,4832 | |
| 30 | 9,1797 | 6,3547 | 5,2388 | 4,6233 | 4,2276 | 3,9492 | 3,7416 | 3,5801 | 3,4505 | |
| 40 | 8,8278 | 6,0664 | 4,9759 | 4,3738 | 3,9860 | 3,7129 | 3,5088 | 3,3498 | 3,2220 | |
| 60 | 8,4946 | 5,7950 | 4,7290 | 4,1399 | 3,7600 | 3,4918 | 3,2911 | 3,1344 | 3,0083 | |
| 120 | 8,1790 | 5,5393 | 4,4973 | 3,9207 | 3,5482 | 3,2849 | 3,0874 | 2,9330 | 2,8083 | |
| ∞ | 7,8794 | 5,2983 | 4,2794 | 3,7151 | 3,3499 | 3,0913 | 2,8968 | 2,7444 | 2,6210 | |

Таблица Г.6 — Значения квантилей F-распределения уровня $\alpha = 0,9$

| v_2 | Квантили F-распределения уровня $\alpha = 0,9$ | | | | | | | | | |
|----------|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | |
| 1 | 39,864 | 49,500 | 53,593 | 55,833 | 57,241 | 58,204 | 58,906 | 59,439 | 59,858 | |
| 2 | 8,5263 | 9,0000 | 9,1618 | 9,2434 | 9,2926 | 9,3255 | 9,3491 | 9,3668 | 9,3805 | |
| 3 | 5,5383 | 5,4624 | 5,3908 | 5,3427 | 5,3092 | 5,2847 | 5,2662 | 5,2517 | 5,2400 | |
| 4 | 4,5448 | 4,3246 | 4,1908 | 4,1073 | 4,0506 | 4,0098 | 3,9790 | 3,9549 | 3,9357 | |
| 5 | 4,0604 | 3,7797 | 3,6195 | 3,5202 | 3,4530 | 3,4045 | 3,3679 | 3,3393 | 3,3163 | |
| 6 | 3,7760 | 3,4633 | 3,2888 | 3,1808 | 3,1075 | 3,0546 | 3,0145 | 2,9830 | 2,9577 | |
| 7 | 3,5894 | 3,2574 | 3,0741 | 2,9605 | 2,8833 | 2,8274 | 2,7849 | 2,7516 | 2,7247 | |
| 8 | 3,4597 | 3,1131 | 2,9238 | 2,8064 | 2,7265 | 2,6683 | 2,6241 | 2,5893 | 2,5612 | |
| 9 | 3,3603 | 3,0065 | 2,8129 | 2,6927 | 2,6106 | 2,5509 | 2,5053 | 2,4694 | 2,4403 | |
| 10 | 3,2850 | 2,9245 | 2,7277 | 2,6053 | 2,5216 | 2,4606 | 2,4140 | 2,3772 | 2,3473 | |
| 11 | 3,2252 | 2,8595 | 2,6602 | 2,5362 | 2,4512 | 2,3891 | 2,3416 | 2,3040 | 2,2735 | |
| 12 | 3,1765 | 2,8068 | 2,6055 | 2,4801 | 2,3940 | 2,3310 | 2,2828 | 2,2446 | 2,2135 | |
| 13 | 3,1362 | 2,7632 | 2,5603 | 2,4337 | 2,3467 | 2,2830 | 2,2341 | 2,1953 | 2,1638 | |
| 14 | 3,1022 | 2,7265 | 2,5222 | 2,3947 | 2,3069 | 2,2426 | 2,1931 | 2,1539 | 2,1220 | |
| 15 | 3,0732 | 2,6952 | 2,4898 | 2,3614 | 2,2730 | 2,2081 | 2,1582 | 2,1185 | 2,0862 | |
| 16 | 3,0481 | 2,6682 | 2,4618 | 2,3327 | 2,2438 | 2,1783 | 2,1280 | 2,0880 | 2,0553 | |
| 17 | 3,0262 | 2,6446 | 2,4374 | 2,3077 | 2,2183 | 2,1524 | 2,1017 | 2,0613 | 2,0284 | |
| 18 | 3,0070 | 2,6239 | 2,4160 | 2,2858 | 2,1958 | 2,1296 | 2,0785 | 2,0379 | 2,0047 | |
| 19 | 2,9899 | 2,6056 | 2,3970 | 2,2663 | 2,1760 | 2,1094 | 2,0580 | 2,0171 | 1,9836 | |
| 20 | 2,9747 | 2,5893 | 2,3801 | 2,2489 | 2,1582 | 2,0913 | 2,0397 | 1,9985 | 1,9649 | |
| 21 | 2,9609 | 2,5746 | 2,3649 | 2,2333 | 2,1423 | 2,0751 | 2,0232 | 1,9819 | 1,9480 | |
| 22 | 2,9486 | 2,5613 | 2,3512 | 2,2193 | 2,1279 | 2,0605 | 2,0084 | 1,9668 | 1,9327 | |
| 23 | 2,9374 | 2,5493 | 2,3387 | 2,2065 | 2,1149 | 2,0472 | 1,9949 | 1,9531 | 1,9189 | |
| 24 | 2,9271 | 2,5383 | 2,3274 | 2,1949 | 2,1030 | 2,0351 | 1,9826 | 1,9407 | 1,9063 | |
| 25 | 2,9177 | 2,5283 | 2,3170 | 2,1843 | 2,0922 | 2,0241 | 1,9714 | 1,9292 | 1,8947 | |
| 26 | 2,9091 | 2,5191 | 2,3075 | 2,1745 | 2,0822 | 2,0139 | 1,9610 | 1,9188 | 1,8841 | |
| 27 | 2,9012 | 2,5106 | 2,2987 | 2,1655 | 2,0730 | 2,0045 | 1,9515 | 1,9091 | 1,8743 | |
| 28 | 2,8939 | 2,5028 | 2,2906 | 2,1571 | 2,0645 | 1,9959 | 1,9427 | 1,9001 | 1,8652 | |
| 29 | 2,8871 | 2,4955 | 2,2831 | 2,1494 | 2,0566 | 1,9878 | 1,9345 | 1,8918 | 1,8568 | |
| 30 | 2,8807 | 2,4887 | 2,2761 | 2,1422 | 2,0492 | 1,9803 | 1,9269 | 1,8841 | 1,8490 | |
| 40 | 2,8354 | 2,4404 | 2,2261 | 2,0909 | 1,9968 | 1,9269 | 1,8725 | 1,8289 | 1,7929 | |
| 60 | 2,7914 | 2,3933 | 2,1774 | 2,0410 | 1,9457 | 1,8747 | 1,8194 | 1,7748 | 1,7380 | |
| 120 | 2,7478 | 2,3473 | 2,1300 | 1,9923 | 1,8959 | 1,8238 | 1,7675 | 1,7220 | 1,6843 | |
| ∞ | 2,7055 | 2,3026 | 2,0838 | 1,9449 | 1,8473 | 1,7741 | 1,7167 | 1,6702 | 1,6315 | |

для степеней свободы ν_1

| | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 3,5370 | 3,3704 | 3,1963 | 3,0133 | 2,9176 | 2,8187 | 2,7160 | 2,6088 | 2,4960 | 2,3765 | |
| 3,4916 | 3,3252 | 3,1515 | 2,9685 | 2,8728 | 2,7738 | 2,6709 | 2,5633 | 2,4501 | 2,3297 | |
| 3,4499 | 3,2839 | 3,1104 | 2,9275 | 2,8318 | 2,7327 | 2,6296 | 2,5217 | 2,4079 | 2,2867 | |
| 3,4117 | 3,2460 | 3,0727 | 2,8899 | 2,7941 | 2,6949 | 2,5916 | 2,4834 | 2,3690 | 2,2469 | |
| 3,3765 | 3,2111 | 3,0379 | 2,8551 | 2,7594 | 2,6601 | 2,5565 | 2,4479 | 2,3331 | 2,2102 | |
| 3,3440 | 3,1787 | 3,0057 | 2,8230 | 2,7272 | 2,6278 | 2,5241 | 2,4151 | 2,2998 | 2,1760 | |
| 3,1167 | 2,9531 | 2,7811 | 2,5984 | 2,5020 | 2,4015 | 2,2958 | 2,1838 | 2,0635 | 1,9318 | |
| 2,9042 | 2,7419 | 2,5705 | 2,3872 | 2,2898 | 2,1874 | 2,0789 | 1,9622 | 1,8341 | 1,6885 | |
| 2,7052 | 2,5439 | 2,3727 | 2,1881 | 2,0890 | 1,9839 | 1,8709 | 1,7469 | 1,6055 | 1,4311 | |
| 2,5188 | 2,3583 | 2,1868 | 1,9998 | 1,8983 | 1,7891 | 1,6691 | 1,5325 | 1,3637 | 1,0000 | |

для степеней свободы ν_1

| | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 60,195 | 60,705 | 61,220 | 61,740 | 62,002 | 62,265 | 62,529 | 62,794 | 63,061 | 63,328 | |
| 9,3916 | 9,4081 | 9,4247 | 9,4413 | 9,4496 | 9,4579 | 9,4663 | 9,4746 | 9,4829 | 9,4913 | |
| 5,2304 | 5,2156 | 5,2003 | 5,1845 | 5,1764 | 5,1681 | 5,1597 | 5,1512 | 5,1425 | 5,1337 | |
| 3,9199 | 3,8955 | 3,8703 | 3,8443 | 3,8310 | 3,8174 | 3,8036 | 3,7896 | 3,7753 | 3,7607 | |
| 3,2974 | 3,2682 | 3,2380 | 3,2067 | 3,1905 | 3,1741 | 3,1573 | 3,1402 | 3,1228 | 3,1050 | |
| 2,9369 | 2,9047 | 2,8712 | 2,8363 | 2,8183 | 2,8000 | 2,7812 | 2,7620 | 2,7423 | 2,7222 | |
| 2,7025 | 2,6681 | 2,6322 | 2,5947 | 2,5753 | 2,5555 | 2,5351 | 2,5142 | 2,4928 | 2,4708 | |
| 2,5380 | 2,5020 | 2,4642 | 2,4246 | 2,4041 | 2,3830 | 2,3614 | 2,3391 | 2,3162 | 2,2926 | |
| 2,4163 | 2,3789 | 2,3396 | 2,2983 | 2,2768 | 2,2547 | 2,2320 | 2,2085 | 2,1843 | 2,1592 | |
| 2,3226 | 2,2841 | 2,2435 | 2,2007 | 2,1784 | 2,1554 | 2,1317 | 2,1072 | 2,0818 | 2,0554 | |
| 2,2482 | 2,2087 | 2,1671 | 2,1230 | 2,1000 | 2,0762 | 2,0516 | 2,0261 | 1,9997 | 1,9721 | |
| 2,1878 | 2,1474 | 2,1049 | 2,0597 | 2,0360 | 2,0115 | 1,9861 | 1,9597 | 1,9323 | 1,9036 | |
| 2,1376 | 2,0966 | 2,0532 | 2,0070 | 1,9827 | 1,9576 | 1,9315 | 1,9043 | 1,8759 | 1,8462 | |
| 2,0954 | 2,0537 | 2,0095 | 1,9625 | 1,9377 | 1,9119 | 1,8852 | 1,8572 | 1,8280 | 1,7973 | |
| 2,0593 | 2,0171 | 1,9722 | 1,9243 | 1,8990 | 1,8728 | 1,8454 | 1,8168 | 1,7867 | 1,7551 | |
| 2,0281 | 1,9854 | 1,9399 | 1,8913 | 1,8656 | 1,8388 | 1,8108 | 1,7816 | 1,7507 | 1,7182 | |
| 2,0009 | 1,9577 | 1,9117 | 1,8624 | 1,8362 | 1,8090 | 1,7805 | 1,7506 | 1,7191 | 1,6856 | |
| 1,9770 | 1,9333 | 1,8868 | 1,8368 | 1,8103 | 1,7827 | 1,7537 | 1,7232 | 1,6910 | 1,6567 | |
| 1,9557 | 1,9117 | 1,8647 | 1,8142 | 1,7873 | 1,7592 | 1,7298 | 1,6988 | 1,6659 | 1,6308 | |
| 1,9367 | 1,8924 | 1,8449 | 1,7938 | 1,7667 | 1,7382 | 1,7083 | 1,6768 | 1,6433 | 1,6074 | |
| 1,9197 | 1,8750 | 1,8272 | 1,7756 | 1,7481 | 1,7193 | 1,6890 | 1,6569 | 1,6228 | 1,5862 | |
| 1,9043 | 1,8593 | 1,8111 | 1,7590 | 1,7312 | 1,7021 | 1,6714 | 1,6389 | 1,6042 | 1,5668 | |
| 1,8903 | 1,8450 | 1,7964 | 1,7439 | 1,7159 | 1,6864 | 1,6554 | 1,6224 | 1,5871 | 1,5490 | |
| 1,8775 | 1,8319 | 1,7831 | 1,7302 | 1,7019 | 1,6721 | 1,6407 | 1,6073 | 1,5715 | 1,5327 | |
| 1,8658 | 1,8200 | 1,7708 | 1,7175 | 1,6890 | 1,6589 | 1,6272 | 1,5934 | 1,5570 | 1,5176 | |
| 1,8550 | 1,8090 | 1,7596 | 1,7059 | 1,6771 | 1,6468 | 1,6147 | 1,5805 | 1,5437 | 1,5036 | |
| 1,8451 | 1,7989 | 1,7492 | 1,6951 | 1,6662 | 1,6356 | 1,6032 | 1,5686 | 1,5313 | 1,4906 | |
| 1,8359 | 1,7895 | 1,7395 | 1,6852 | 1,6560 | 1,6252 | 1,5925 | 1,5575 | 1,5198 | 1,4784 | |
| 1,8274 | 1,7808 | 1,7306 | 1,6759 | 1,6465 | 1,6155 | 1,5825 | 1,5472 | 1,5090 | 1,4670 | |
| 1,8195 | 1,7727 | 1,7223 | 1,6673 | 1,6377 | 1,6065 | 1,5732 | 1,5376 | 1,4989 | 1,4564 | |
| 1,7627 | 1,7146 | 1,6624 | 1,6052 | 1,5741 | 1,5411 | 1,5056 | 1,4672 | 1,4248 | 1,3769 | |
| 1,7070 | 1,6574 | 1,6034 | 1,5435 | 1,5107 | 1,4755 | 1,4373 | 1,3952 | 1,3476 | 1,2915 | |
| 1,6524 | 1,6012 | 1,5450 | 1,4821 | 1,4472 | 1,4094 | 1,3676 | 1,3203 | 1,2646 | 1,1926 | |
| 1,5987 | 1,5458 | 1,4871 | 1,4206 | 1,3832 | 1,3419 | 1,2951 | 1,2400 | 1,1686 | 1,0000 | |

Таблица Г.7 — Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0,95$

| v_2 | Квантили F -распределения уровня $\alpha = 0,95$ | | | | | | | | | |
|----------|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | |
| 1 | 161,45 | 199,50 | 215,71 | 224,58 | 230,16 | 233,99 | 236,77 | 238,88 | 240,54 | |
| 2 | 18,513 | 19,000 | 19,164 | 19,247 | 19,296 | 19,330 | 19,353 | 19,371 | 19,385 | |
| 3 | 10,128 | 9,5521 | 9,2766 | 9,1172 | 9,0135 | 8,9406 | 8,8868 | 8,8452 | 8,8123 | |
| 4 | 7,7086 | 6,9443 | 6,5914 | 6,3883 | 6,2560 | 6,1631 | 6,0942 | 6,0410 | 5,9988 | |
| 5 | 6,6079 | 5,7861 | 5,4095 | 5,1922 | 5,0503 | 4,9503 | 4,8759 | 4,8183 | 4,7725 | |
| 6 | 5,9874 | 5,1433 | 4,7571 | 4,5337 | 4,3874 | 4,2839 | 4,2066 | 4,1468 | 4,0990 | |
| 7 | 5,5914 | 4,7374 | 4,3468 | 4,1203 | 3,9715 | 3,8660 | 3,7870 | 3,7257 | 3,6767 | |
| 8 | 5,3177 | 4,4590 | 4,0662 | 3,8378 | 3,6875 | 3,5806 | 3,5005 | 3,4381 | 3,3881 | |
| 9 | 5,1174 | 4,2565 | 3,8626 | 3,6331 | 3,4817 | 3,3738 | 3,2927 | 3,2296 | 3,1789 | |
| 10 | 4,9646 | 4,1028 | 3,7083 | 3,4780 | 3,3258 | 3,2172 | 3,1355 | 3,0717 | 3,0204 | |
| 11 | 4,8443 | 3,9823 | 3,5874 | 3,3567 | 3,2039 | 3,0946 | 3,0123 | 2,9480 | 2,8962 | |
| 12 | 4,7472 | 3,8853 | 3,4903 | 3,2592 | 3,1059 | 2,9961 | 2,9134 | 2,8486 | 2,7964 | |
| 13 | 4,6672 | 3,8056 | 3,4105 | 3,1791 | 3,0254 | 2,9153 | 2,8321 | 2,7669 | 2,7144 | |
| 14 | 4,6001 | 3,7389 | 3,3439 | 3,1122 | 2,9582 | 2,8477 | 2,7642 | 2,6987 | 2,6458 | |
| 15 | 4,5431 | 3,6823 | 3,2874 | 3,0556 | 2,9013 | 2,7905 | 2,7066 | 2,6408 | 2,5876 | |
| 16 | 4,4940 | 3,6337 | 3,2389 | 3,0069 | 2,8524 | 2,7413 | 2,6572 | 2,5911 | 2,5377 | |
| 17 | 4,4513 | 3,5915 | 3,1968 | 2,9647 | 2,8100 | 2,6987 | 2,6143 | 2,5480 | 2,4943 | |
| 18 | 4,4139 | 3,5546 | 3,1599 | 2,9277 | 2,7729 | 2,6613 | 2,5767 | 2,5102 | 2,4563 | |
| 19 | 4,3808 | 3,5219 | 3,1274 | 2,8951 | 2,7401 | 2,6283 | 2,5435 | 2,4768 | 2,4227 | |
| 20 | 4,3513 | 3,4928 | 3,0984 | 2,8661 | 2,7109 | 2,5990 | 2,5140 | 2,4471 | 2,3928 | |
| 21 | 4,3248 | 3,4668 | 3,0725 | 2,8401 | 2,6848 | 2,5727 | 2,4876 | 2,4205 | 2,3661 | |
| 22 | 4,3009 | 3,4434 | 3,0491 | 2,8167 | 2,6613 | 2,5491 | 2,4638 | 2,3965 | 2,3419 | |
| 23 | 4,2793 | 3,4221 | 3,0280 | 2,7955 | 2,6400 | 2,5277 | 2,4422 | 2,3748 | 2,3201 | |
| 24 | 4,2597 | 3,4028 | 3,0088 | 2,7763 | 2,6207 | 2,5082 | 2,4226 | 2,3551 | 2,3002 | |
| 25 | 4,2417 | 3,3852 | 2,9912 | 2,7587 | 2,6030 | 2,4904 | 2,4047 | 2,3371 | 2,2821 | |
| 26 | 4,2252 | 3,3690 | 2,9751 | 2,7426 | 2,5868 | 2,4741 | 2,3883 | 2,3205 | 2,2655 | |
| 27 | 4,2100 | 3,3541 | 2,9604 | 2,7278 | 2,5719 | 2,4591 | 2,3732 | 2,3053 | 2,2501 | |
| 28 | 4,1960 | 3,3404 | 2,9467 | 2,7141 | 2,5581 | 2,4453 | 2,3593 | 2,2913 | 2,2360 | |
| 29 | 4,1830 | 3,3277 | 2,9340 | 2,7014 | 2,5454 | 2,4324 | 2,3463 | 2,2782 | 2,2229 | |
| 30 | 4,1709 | 3,3158 | 2,9223 | 2,6896 | 2,5336 | 2,4205 | 2,3343 | 2,2662 | 2,2107 | |
| 40 | 4,0848 | 3,2317 | 2,8387 | 2,6060 | 2,4459 | 2,3359 | 2,2400 | 2,1802 | 2,1240 | |
| 60 | 4,0012 | 3,1504 | 2,7581 | 2,5252 | 2,3683 | 2,2540 | 2,1665 | 2,0970 | 2,0401 | |
| 120 | 3,9201 | 3,0718 | 2,6802 | 2,4472 | 2,2900 | 2,1750 | 2,0867 | 2,0164 | 1,9588 | |
| ∞ | 3,8415 | 2,9957 | 2,6049 | 2,3719 | 2,2141 | 2,0986 | 2,0096 | 1,9384 | 1,8799 | |

Таблица Г.8 — Значения квантилей F -распределения уровня $\alpha = 0,975$

| v_2 | Квантили F -распределения уровня $\alpha = 0,975$ | | | | | | | | | |
|-------|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | |
| 1 | 647,79 | 799,50 | 864,16 | 899,58 | 921,85 | 937,11 | 948,22 | 956,66 | 963,28 | |
| 2 | 38,506 | 39,000 | 39,165 | 39,248 | 39,298 | 39,331 | 39,355 | 39,373 | 39,387 | |
| 3 | 17,443 | 16,044 | 15,439 | 15,101 | 14,885 | 14,735 | 14,624 | 14,540 | 14,473 | |
| 4 | 12,218 | 10,649 | 9,9792 | 9,6045 | 9,3645 | 9,1973 | 9,0741 | 8,9796 | 8,9047 | |
| 5 | 10,007 | 8,4336 | 7,7636 | 7,3879 | 7,1464 | 6,9777 | 6,8531 | 6,7572 | 6,6810 | |
| 6 | 8,8131 | 7,2598 | 6,5988 | 6,2272 | 5,9876 | 5,8197 | 5,6955 | 5,5996 | 5,5234 | |
| 7 | 8,0727 | 6,5415 | 5,8898 | 5,5226 | 5,2852 | 5,1186 | 4,9949 | 4,8994 | 4,8232 | |
| 8 | 7,5709 | 6,0595 | 5,4160 | 5,0526 | 4,8173 | 4,6517 | 4,5286 | 4,4332 | 4,3572 | |
| 9 | 7,2093 | 5,7147 | 5,0781 | 4,7181 | 4,4844 | 4,3197 | 4,1971 | 4,1020 | 4,0260 | |

для степеней свободы ν_1

| | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 241,88 | 243,91 | 245,95 | 248,01 | 249,05 | 250,09 | 251,14 | 252,20 | 253,25 | 254,32 | |
| 19,396 | 19,413 | 19,429 | 19,446 | 19,454 | 19,462 | 19,471 | 19,479 | 19,487 | 19,496 | |
| 8,7855 | 8,7446 | 8,7029 | 8,6602 | 8,6385 | 8,6166 | 8,5944 | 8,5720 | 8,5494 | 8,5265 | |
| 5,9644 | 5,9117 | 5,8578 | 5,8025 | 5,7744 | 5,7459 | 5,7170 | 5,6878 | 5,6581 | 5,6281 | |
| 4,7351 | 4,6777 | 4,6188 | 4,5581 | 4,5272 | 4,4957 | 4,4638 | 4,4314 | 4,3984 | 4,3650 | |
| 4,0600 | 3,9999 | 3,9381 | 3,8742 | 3,8415 | 3,8082 | 3,7743 | 3,7398 | 3,7047 | 3,6688 | |
| 3,6365 | 3,5747 | 3,5108 | 3,4445 | 3,4105 | 3,3758 | 3,3404 | 3,3043 | 3,2674 | 3,2298 | |
| 3,3472 | 3,2840 | 3,2184 | 3,1503 | 3,1152 | 3,0794 | 3,0428 | 3,0053 | 2,9669 | 2,9276 | |
| 3,1373 | 3,0729 | 3,0061 | 2,9365 | 2,9005 | 2,8637 | 2,8259 | 2,7872 | 2,7475 | 2,7067 | |
| 2,9782 | 2,9130 | 2,8450 | 2,7740 | 2,7372 | 2,6996 | 2,6609 | 2,6211 | 2,5801 | 2,5379 | |
| 2,8536 | 2,7876 | 2,7186 | 2,6464 | 2,6090 | 2,5705 | 2,5309 | 2,4901 | 2,4480 | 2,4045 | |
| 2,7534 | 2,6866 | 2,6169 | 2,5436 | 2,5055 | 2,4663 | 2,4259 | 2,3842 | 2,3410 | 2,2962 | |
| 2,6710 | 2,6037 | 2,5331 | 2,4589 | 2,4202 | 2,3803 | 2,3392 | 2,2966 | 2,2524 | 2,2064 | |
| 2,6021 | 2,5342 | 2,4630 | 2,3879 | 2,3487 | 2,3082 | 2,2664 | 2,2230 | 2,1778 | 2,1307 | |
| 2,5437 | 2,4753 | 2,4035 | 2,3275 | 2,2878 | 2,2468 | 2,2043 | 2,1601 | 2,1141 | 2,0658 | |
| 2,4935 | 2,4247 | 2,3522 | 2,2756 | 2,2354 | 2,1938 | 2,1507 | 2,1058 | 2,0589 | 2,0096 | |
| 2,4499 | 2,3807 | 2,3077 | 2,2304 | 2,1898 | 2,1477 | 2,1040 | 2,0584 | 2,0107 | 1,9604 | |
| 2,4117 | 2,3421 | 2,2686 | 2,1906 | 2,1497 | 2,1071 | 2,0629 | 2,0166 | 1,9681 | 1,9168 | |
| 2,3779 | 2,3080 | 2,2341 | 2,1555 | 2,1141 | 2,0712 | 2,0264 | 1,9796 | 1,9302 | 1,8780 | |
| 2,3479 | 2,2776 | 2,2033 | 2,1242 | 2,0825 | 2,0391 | 1,9938 | 1,9464 | 1,8963 | 1,8432 | |
| 2,3210 | 2,2504 | 2,1757 | 2,0960 | 2,0540 | 2,0102 | 1,9645 | 1,9165 | 1,8657 | 1,8117 | |
| 2,2967 | 2,2258 | 2,1508 | 2,0707 | 2,0283 | 1,9842 | 1,9380 | 1,8895 | 1,8380 | 1,7831 | |
| 2,2747 | 2,2036 | 2,1282 | 2,0476 | 2,0050 | 1,9605 | 1,9139 | 1,8649 | 1,8128 | 1,7570 | |
| 2,2547 | 2,1834 | 2,1077 | 2,0267 | 1,9838 | 1,9390 | 1,8920 | 1,8424 | 1,7897 | 1,7331 | |
| 2,2365 | 2,1649 | 2,0889 | 2,0075 | 1,9643 | 1,9192 | 1,8718 | 1,8217 | 1,7684 | 1,7110 | |
| 2,2197 | 2,1479 | 2,0716 | 1,9898 | 1,9464 | 1,9010 | 1,8533 | 1,8027 | 1,7488 | 1,6906 | |
| 2,2043 | 2,1323 | 2,0558 | 1,9736 | 1,9299 | 1,8842 | 1,8361 | 1,7851 | 1,7307 | 1,6717 | |
| 2,1900 | 2,1179 | 2,0411 | 1,9586 | 1,9147 | 1,8687 | 1,8203 | 1,7689 | 1,7138 | 1,6541 | |
| 2,1768 | 2,1045 | 2,0275 | 1,9446 | 1,9005 | 1,8543 | 1,8055 | 1,7537 | 1,6981 | 1,6377 | |
| 2,1646 | 2,0921 | 2,0148 | 1,9317 | 1,8874 | 1,8409 | 1,7918 | 1,7396 | 1,6835 | 1,6223 | |
| 2,0772 | 2,0035 | 1,9245 | 1,8389 | 1,7929 | 1,7444 | 1,6928 | 1,6373 | 1,5766 | 1,5089 | |
| 1,9926 | 1,9174 | 1,8364 | 1,7480 | 1,7001 | 1,6491 | 1,5943 | 1,5343 | 1,4673 | 1,3893 | |
| 1,9105 | 1,8337 | 1,7505 | 1,6587 | 1,6084 | 1,5543 | 1,4952 | 1,4290 | 1,3519 | 1,2539 | |
| 1,8307 | 1,7522 | 1,6664 | 1,5705 | 1,5173 | 1,4591 | 1,3940 | 1,3180 | 1,2214 | 1,0000 | |

для степеней свободы ν_1

| | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 968,63 | 976,71 | 984,87 | 993,10 | 997,25 | 1001,4 | 1005,6 | 1009,8 | 1014,0 | 1018,3 | |
| 39,398 | 39,415 | 39,431 | 39,448 | 39,456 | 39,465 | 39,473 | 39,481 | 39,490 | 39,498 | |
| 14,419 | 14,337 | 14,253 | 14,167 | 14,124 | 14,081 | 14,037 | 13,992 | 13,947 | 13,902 | |
| 8,8439 | 8,7512 | 8,6565 | 8,5599 | 8,5109 | 8,4613 | 8,4111 | 8,3604 | 8,3092 | 8,2573 | |
| 6,6192 | 6,5246 | 6,4227 | 6,3285 | 6,2780 | 6,2269 | 6,1752 | 6,1225 | 6,0693 | 6,0153 | |
| 5,4613 | 5,3662 | 5,2687 | 5,1684 | 5,1172 | 5,0652 | 5,0125 | 4,9587 | 4,9045 | 4,8491 | |
| 4,7611 | 4,6658 | 4,5678 | 4,4667 | 4,4150 | 4,3624 | 4,3089 | 4,2544 | 4,1989 | 4,1423 | |
| 4,2951 | 4,1997 | 4,1012 | 3,9995 | 3,9472 | 3,8940 | 3,8398 | 3,7844 | 3,7279 | 3,6702 | |
| 3,9639 | 3,8682 | 3,7694 | 3,6669 | 3,6142 | 3,5604 | 3,5055 | 3,4493 | 3,3918 | 3,3329 | |

Окончание таблицы Г.8

| v_2 | Квантили F-распределения уровня $\alpha = 0,975$ | | | | | | | | | |
|----------|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | |
| 10 | 6,9367 | 5,4564 | 4,8256 | 4,4683 | 4,2361 | 4,0721 | 3,9498 | 3,8549 | 3,7790 | |
| 11 | 6,7241 | 5,2559 | 4,6300 | 4,2751 | 4,0440 | 3,8807 | 3,7586 | 3,6638 | 3,5879 | |
| 12 | 6,5538 | 5,0959 | 4,4742 | 4,1212 | 3,8911 | 3,7283 | 3,6065 | 3,5118 | 3,4358 | |
| 13 | 6,4143 | 4,9653 | 4,3472 | 3,9959 | 3,7667 | 3,6043 | 3,4827 | 3,3880 | 3,3120 | |
| 14 | 6,2979 | 4,8567 | 4,2417 | 3,8919 | 3,6634 | 3,5014 | 3,3799 | 3,2853 | 3,2093 | |
| 15 | 6,1995 | 4,7650 | 4,1528 | 3,8043 | 3,5764 | 3,4147 | 3,2934 | 3,1987 | 3,1227 | |
| 16 | 6,1151 | 4,6867 | 4,0768 | 3,7294 | 3,5021 | 3,3406 | 3,2194 | 3,1248 | 3,0488 | |
| 17 | 6,0420 | 4,6189 | 4,0112 | 3,6648 | 3,4379 | 3,2767 | 3,1556 | 3,0610 | 2,9849 | |
| 18 | 5,9781 | 4,5597 | 3,9539 | 3,6083 | 3,3820 | 3,2209 | 3,0999 | 3,0053 | 2,9291 | |
| 19 | 5,9216 | 4,5075 | 3,9034 | 3,5587 | 3,3327 | 3,1718 | 3,0509 | 2,9563 | 2,8800 | |
| 20 | 5,8715 | 4,4613 | 3,8587 | 3,5147 | 3,2891 | 3,1283 | 3,0074 | 2,9128 | 2,8365 | |
| 21 | 5,8266 | 4,4199 | 3,8188 | 3,4754 | 3,2501 | 3,0895 | 2,9686 | 2,8740 | 2,7977 | |
| 22 | 5,7863 | 4,3828 | 3,7829 | 3,4401 | 3,2151 | 3,0546 | 2,9338 | 2,8392 | 2,7628 | |
| 23 | 5,7498 | 4,3492 | 3,7505 | 3,4083 | 3,1835 | 3,0232 | 2,9024 | 2,8077 | 2,7313 | |
| 24 | 5,7167 | 4,3187 | 3,7211 | 3,3794 | 3,1548 | 3,0046 | 2,8738 | 2,7791 | 2,7027 | |
| 25 | 5,6864 | 4,2909 | 3,6943 | 3,3530 | 3,1287 | 2,9685 | 2,8478 | 2,7531 | 2,6766 | |
| 26 | 5,6586 | 4,2655 | 3,6697 | 3,3289 | 3,1048 | 2,9447 | 2,8240 | 2,7293 | 2,6528 | |
| 27 | 5,6331 | 4,2421 | 3,6472 | 3,3067 | 3,0828 | 2,9228 | 2,8021 | 2,7074 | 2,6309 | |
| 28 | 5,6096 | 4,2205 | 3,6264 | 3,2863 | 3,0625 | 2,9027 | 2,7820 | 2,6872 | 2,6106 | |
| 29 | 5,5878 | 4,2006 | 3,6072 | 3,2674 | 3,0438 | 2,8840 | 2,7633 | 2,6686 | 2,5919 | |
| 30 | 5,5675 | 4,1821 | 3,5894 | 3,2499 | 3,0265 | 2,8667 | 2,7460 | 2,6513 | 2,5746 | |
| 40 | 5,4239 | 4,0510 | 3,4633 | 3,1261 | 2,9037 | 2,7444 | 2,6238 | 2,5289 | 2,4519 | |
| 60 | 5,2857 | 3,9253 | 3,3425 | 3,0077 | 2,7863 | 2,6274 | 2,5068 | 2,4117 | 2,3344 | |
| 120 | 5,1524 | 3,8046 | 3,2270 | 2,8943 | 2,6740 | 2,5154 | 2,3948 | 2,2994 | 2,2217 | |
| ∞ | 5,0239 | 3,6889 | 3,1161 | 2,7858 | 2,5665 | 2,4082 | 2,2875 | 2,1918 | 2,1136 | |

Таблица Г.9 — Значения квантилей F-распределения уровня $\alpha = 0,099$

| v_2 | Квантили F-распределения уровня $\alpha = 0,099$ | | | | | | | | | |
|-------|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | |
| 1 | 4052,2 | 4999,5 | 5403,3 | 5624,6 | 5763,7 | 5859,0 | 5928,3 | 5981,1 | 6022,5 | |
| 2 | 98,503 | 99,000 | 99,166 | 99,249 | 99,299 | 99,332 | 99,356 | 99,374 | 99,388 | |
| 3 | 34,116 | 30,817 | 29,457 | 28,710 | 28,237 | 27,911 | 27,672 | 27,489 | 27,345 | |
| 4 | 21,198 | 18,000 | 16,694 | 15,977 | 15,522 | 15,207 | 14,976 | 14,799 | 14,659 | |
| 5 | 16,258 | 13,274 | 12,060 | 11,392 | 10,967 | 10,672 | 10,472 | 10,289 | 10,158 | |
| 6 | 13,745 | 10,925 | 9,7795 | 9,1483 | 8,7459 | 8,4661 | 8,2600 | 8,1016 | 7,9761 | |
| 7 | 12,246 | 9,5466 | 8,4513 | 7,8467 | 7,4604 | 7,1914 | 6,9928 | 6,8401 | 6,7188 | |
| 8 | 11,259 | 8,6491 | 7,5910 | 7,0060 | 6,6318 | 6,3707 | 6,1776 | 6,0289 | 5,9106 | |
| 9 | 10,561 | 8,0215 | 6,9919 | 6,4221 | 6,0569 | 5,8018 | 5,6129 | 5,4671 | 5,3511 | |
| 10 | 10,044 | 7,5594 | 6,5523 | 5,9943 | 5,6363 | 5,3858 | 5,2001 | 5,0567 | 4,9424 | |
| 11 | 9,6460 | 7,2057 | 6,2167 | 5,6683 | 5,3160 | 5,0692 | 4,8861 | 4,7445 | 4,6315 | |
| 12 | 9,3302 | 6,9266 | 5,9526 | 5,4119 | 5,0643 | 4,8206 | 4,6395 | 4,4994 | 4,3875 | |
| 13 | 9,0738 | 6,7010 | 5,7394 | 5,2053 | 4,8616 | 4,6204 | 4,4410 | 4,3021 | 4,1911 | |
| 14 | 8,8616 | 6,5149 | 5,5639 | 5,0354 | 4,6950 | 4,4558 | 4,2779 | 4,1399 | 4,0297 | |
| 15 | 8,6831 | 6,3589 | 5,4170 | 4,8932 | 4,5556 | 4,3183 | 4,1415 | 4,0045 | 3,8948 | |
| 16 | 8,5310 | 6,2262 | 5,2922 | 4,7726 | 4,4374 | 4,2016 | 4,0259 | 3,8896 | 3,7804 | |
| 17 | 8,3997 | 6,1121 | 5,1850 | 4,6690 | 4,3359 | 4,1015 | 3,9267 | 3,7910 | 3,6822 | |
| 18 | 8,2854 | 6,0129 | 5,0919 | 4,5790 | 4,2479 | 4,0146 | 3,8406 | 3,7054 | 3,5971 | |
| 19 | 8,1850 | 5,9259 | 5,0103 | 4,5003 | 4,1708 | 3,9386 | 3,7653 | 3,6305 | 3,5225 | |

для степеней свободы ν_1

| | 10 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 3,7168 | 3,6209 | 3,5217 | 3,4186 | 3,3654 | 3,3110 | 3,2554 | 3,1984 | 3,1399 | 3,0798 | |
| 3,5257 | 3,4296 | 3,3299 | 3,2261 | 3,1725 | 3,1176 | 3,0613 | 3,0035 | 2,9441 | 2,8828 | |
| 3,3736 | 3,2773 | 3,1772 | 3,0728 | 3,0187 | 2,9633 | 2,9063 | 2,8478 | 2,7874 | 2,7249 | |
| 3,2497 | 3,1532 | 3,0527 | 2,9477 | 2,8932 | 2,8373 | 2,7797 | 2,7204 | 2,6590 | 2,5955 | |
| 3,1469 | 3,0501 | 2,9493 | 2,8437 | 2,7888 | 2,7324 | 2,6742 | 2,6142 | 2,5519 | 2,4872 | |
| 3,0602 | 2,9633 | 2,8621 | 2,7559 | 2,7006 | 2,6437 | 2,5850 | 2,5242 | 2,4611 | 2,3953 | |
| 2,9862 | 2,8890 | 2,7875 | 2,6808 | 2,6252 | 2,5678 | 2,5085 | 2,4471 | 2,3831 | 2,3163 | |
| 2,9222 | 2,8249 | 2,7230 | 2,6158 | 2,5598 | 2,5021 | 2,4422 | 2,3801 | 2,3154 | 2,2474 | |
| 2,8664 | 2,7689 | 2,6667 | 2,5590 | 2,5027 | 2,4445 | 2,3842 | 2,3214 | 2,2558 | 2,1869 | |
| 2,8173 | 2,7196 | 2,6171 | 2,5089 | 2,4523 | 2,3937 | 2,3329 | 2,2695 | 2,2032 | 2,1333 | |
| 2,7737 | 2,6758 | 2,5731 | 2,4645 | 2,4076 | 2,3486 | 2,2873 | 2,2234 | 2,1562 | 2,0853 | |
| 2,7348 | 2,6368 | 2,5338 | 2,4247 | 2,3675 | 2,3082 | 2,2465 | 2,1819 | 2,1141 | 2,0422 | |
| 2,6998 | 2,6017 | 2,4984 | 2,3890 | 2,3315 | 2,2718 | 2,2097 | 2,1446 | 2,0760 | 2,0032 | |
| 2,6682 | 2,5699 | 2,4665 | 2,3567 | 2,2989 | 2,2389 | 2,1767 | 2,1107 | 2,0415 | 1,9677 | |
| 2,6396 | 2,5412 | 2,4374 | 2,3273 | 2,2693 | 2,2090 | 2,1460 | 2,0799 | 2,0099 | 1,9353 | |
| 2,6135 | 2,5149 | 2,4110 | 2,3005 | 2,2422 | 2,1816 | 2,1183 | 2,0517 | 1,9811 | 1,9055 | |
| 2,5895 | 2,4909 | 2,3867 | 2,2759 | 2,2174 | 2,1565 | 2,0928 | 2,0257 | 1,9545 | 1,8781 | |
| 2,5676 | 2,4688 | 2,3644 | 2,2533 | 2,1946 | 2,1334 | 2,0693 | 2,0018 | 1,9299 | 1,8527 | |
| 2,5473 | 2,4484 | 2,3438 | 2,2324 | 2,1735 | 2,1121 | 2,0477 | 1,9796 | 1,9072 | 1,8291 | |
| 2,5286 | 2,4295 | 2,3248 | 2,2131 | 2,1540 | 2,0923 | 2,0276 | 1,9591 | 1,8861 | 1,8072 | |
| 2,5112 | 2,4120 | 2,3072 | 2,1952 | 2,1359 | 2,0739 | 2,0089 | 1,9400 | 1,8664 | 1,7867 | |
| 2,3882 | 2,2882 | 2,1819 | 2,0677 | 2,0069 | 1,9429 | 1,8752 | 1,8028 | 1,7242 | 1,6371 | |
| 2,2702 | 2,1692 | 2,0613 | 1,9445 | 1,8817 | 1,8152 | 1,7440 | 1,6668 | 1,5810 | 1,4822 | |
| 2,1570 | 2,0548 | 1,9450 | 1,8249 | 1,7597 | 1,6899 | 1,6141 | 1,5299 | 1,4327 | 1,3104 | |
| 2,0483 | 1,9447 | 1,8326 | 1,7085 | 1,6402 | 1,5660 | 1,4835 | 1,3883 | 1,2684 | 1,0000 | |

для степеней свободы ν_1

| | 10 | 11 | 12 | 15 | 20 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 6055,8 | 6106,3 | 6157,3 | 6208,7 | 6234,6 | 6260,7 | 6286,8 | 6313,0 | 6339,4 | 6366,0 | |
| 99,399 | 99,416 | 99,432 | 99,449 | 99,458 | 99,466 | 99,474 | 99,483 | 99,491 | 99,499 | |
| 27,229 | 27,052 | 26,872 | 26,690 | 26,598 | 26,505 | 26,411 | 26,316 | 26,221 | 26,125 | |
| 14,546 | 14,374 | 14,198 | 14,020 | 13,929 | 13,838 | 13,745 | 13,652 | 13,558 | 13,463 | |
| 10,051 | 9,8883 | 9,7222 | 9,5527 | 9,4665 | 9,3793 | 9,2912 | 9,2020 | 9,1118 | 9,0204 | |
| 7,8741 | 7,7183 | 7,5590 | 7,3958 | 7,3127 | 7,2285 | 7,1432 | 7,0568 | 6,9690 | 6,8861 | |
| 6,6201 | 6,4691 | 6,3143 | 6,1554 | 6,0743 | 5,9921 | 5,9084 | 5,8236 | 5,7372 | 5,6495 | |
| 5,8143 | 5,6668 | 5,5151 | 5,3591 | 5,2793 | 5,1981 | 5,1156 | 5,0316 | 4,9460 | 4,8588 | |
| 5,2565 | 5,1114 | 4,9621 | 4,8080 | 4,7290 | 4,6486 | 4,5667 | 4,4831 | 4,3978 | 4,3105 | |
| 4,8492 | 4,7059 | 4,5582 | 4,4054 | 4,3269 | 4,2469 | 4,1653 | 4,0819 | 3,9965 | 3,9090 | |
| 4,5393 | 4,3974 | 4,2509 | 4,0990 | 4,0209 | 3,9411 | 3,8596 | 3,7761 | 3,6904 | 3,6025 | |
| 4,2961 | 4,1553 | 4,0096 | 3,8584 | 3,7805 | 3,7008 | 3,6192 | 3,5355 | 3,4494 | 3,3608 | |
| 4,1003 | 3,9603 | 3,8154 | 3,6646 | 3,5868 | 3,5070 | 3,4253 | 3,3413 | 3,2548 | 3,1654 | |
| 3,9394 | 3,8001 | 3,6557 | 3,5052 | 3,4274 | 3,3476 | 3,2656 | 3,1813 | 3,0942 | 3,0040 | |
| 3,8049 | 3,6662 | 3,5222 | 3,3719 | 3,2940 | 3,2141 | 3,1319 | 3,0471 | 2,9595 | 2,8684 | |
| 3,6909 | 3,5527 | 3,4089 | 3,2588 | 3,1808 | 3,1007 | 3,0182 | 2,9330 | 2,8447 | 2,7528 | |
| 3,5931 | 3,4552 | 3,3117 | 3,1615 | 3,0835 | 3,0032 | 2,9205 | 2,8348 | 2,7459 | 2,6530 | |
| 3,5082 | 3,3706 | 3,2273 | 3,0771 | 2,9990 | 2,9185 | 2,8354 | 2,7493 | 2,6597 | 2,5660 | |
| 3,4338 | 3,2965 | 3,1533 | 3,0031 | 2,9249 | 2,8442 | 2,7608 | 2,6742 | 2,5839 | 2,4893 | |

Окончание таблицы Г.9

| v_2 | Квантили F-распределения уровня $\alpha = 0,099$ | | | | | | | | | |
|----------|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | |
| 20 | 8,0960 | 5,8489 | 4,9382 | 4,4307 | 4,1027 | 3,8714 | 3,6987 | 3,5644 | 3,4567 | |
| 21 | 8,0166 | 5,7804 | 4,8740 | 4,3688 | 4,0421 | 3,8117 | 3,6396 | 3,5056 | 3,3981 | |
| 22 | 7,9454 | 5,7190 | 4,8166 | 4,3134 | 3,9880 | 3,7583 | 3,5867 | 3,4530 | 3,3458 | |
| 23 | 7,8811 | 5,6637 | 4,7649 | 4,2635 | 3,9392 | 3,7102 | 3,5390 | 3,4057 | 3,2986 | |
| 24 | 7,8229 | 5,6136 | 4,7181 | 4,2184 | 3,8951 | 3,6667 | 3,4959 | 3,3629 | 3,2560 | |
| 25 | 7,7698 | 5,5680 | 4,6755 | 4,1774 | 3,8550 | 3,6272 | 3,4568 | 3,3239 | 3,2172 | |
| 26 | 7,7213 | 5,5263 | 4,6366 | 4,1400 | 3,8183 | 3,5911 | 3,4210 | 3,2884 | 3,1818 | |
| 27 | 7,6767 | 5,4881 | 4,6009 | 4,1056 | 3,7848 | 3,5580 | 3,3882 | 3,2558 | 3,1494 | |
| 28 | 7,6356 | 5,4529 | 4,5681 | 4,0740 | 3,7539 | 3,5276 | 3,3581 | 3,2259 | 3,1195 | |
| 29 | 7,5976 | 5,4205 | 4,5378 | 4,0449 | 3,7254 | 3,4995 | 3,3302 | 3,1982 | 3,0920 | |
| 30 | 7,5625 | 5,3903 | 4,5097 | 4,0179 | 3,6990 | 3,4735 | 3,3045 | 3,1726 | 3,0665 | |
| 40 | 7,3141 | 5,1785 | 4,3126 | 3,8283 | 3,5138 | 4,2910 | 3,1238 | 2,9930 | 2,8876 | |
| 60 | 7,0771 | 4,9774 | 4,1259 | 3,6491 | 3,3387 | 3,1187 | 2,9530 | 2,8233 | 2,7185 | |
| 120 | 6,8510 | 4,7865 | 3,9491 | 3,4796 | 3,1735 | 2,9559 | 2,7918 | 2,6629 | 2,5586 | |
| ∞ | 6,6349 | 4,6052 | 3,7816 | 3,3192 | 3,0173 | 2,8020 | 2,6393 | 2,5113 | 2,4073 | |

для степеней свободы ν_1

| | 10 | 11 | 12 | 15 | 20 | 30 | 40 | 60 | 120 | ∞ |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| 3,3682 | 3,2311 | 3,0880 | 2,9377 | 2,8594 | 2,7785 | 2,6947 | 2,6077 | 2,5168 | 2,4212 | |
| 3,3098 | 3,1729 | 3,0299 | 2,8796 | 2,8011 | 2,7200 | 2,6359 | 2,5484 | 2,4568 | 2,3603 | |
| 3,2576 | 3,1209 | 2,9780 | 2,8274 | 2,7488 | 2,6675 | 2,5831 | 2,4951 | 2,4029 | 2,3055 | |
| 3,2106 | 3,0740 | 2,9311 | 2,7805 | 2,7017 | 2,6202 | 2,5355 | 2,4471 | 2,3542 | 2,2559 | |
| 3,1681 | 3,0316 | 2,8887 | 2,7380 | 2,6591 | 2,5773 | 2,4923 | 2,4035 | 2,3099 | 2,2107 | |
| 3,1294 | 2,9931 | 2,8502 | 2,6993 | 2,6203 | 2,5383 | 2,4530 | 2,3637 | 2,2695 | 2,1694 | |
| 3,0941 | 2,9579 | 2,8150 | 2,6640 | 2,5848 | 2,5026 | 2,4170 | 2,3273 | 2,2325 | 2,1315 | |
| 3,0618 | 2,9256 | 2,7827 | 2,6316 | 2,5522 | 2,4699 | 2,3840 | 2,2938 | 2,1984 | 2,0965 | |
| 3,0320 | 2,8959 | 2,7530 | 2,6017 | 2,5223 | 2,4397 | 2,3535 | 2,2629 | 2,1670 | 2,0642 | |
| 3,0045 | 2,8685 | 2,7256 | 2,5742 | 2,4946 | 2,4118 | 2,3253 | 2,2344 | 2,1378 | 2,0342 | |
| 2,9791 | 2,8431 | 2,7002 | 2,5487 | 2,4689 | 2,3860 | 2,2992 | 2,2079 | 2,1107 | 2,0062 | |
| 2,8005 | 2,6648 | 2,5216 | 2,3689 | 2,2880 | 2,2034 | 2,1142 | 2,0194 | 1,9172 | 1,8047 | |
| 2,6318 | 2,4961 | 2,3523 | 2,1978 | 2,1154 | 2,0285 | 1,9360 | 1,8363 | 1,7263 | 1,6006 | |
| 2,4721 | 2,3363 | 2,1915 | 2,0346 | 1,9500 | 1,8600 | 1,7628 | 1,6557 | 1,5330 | 1,3805 | |
| 2,3209 | 2,1848 | 2,0385 | 1,8783 | 1,7908 | 1,6964 | 1,5923 | 1,4730 | 1,3246 | 1,0000 | |

УДК 658.562.012.7:65.012.122:006.354

ОКС 03.120.30

Т59

Ключевые слова: статистические методы, прикладная статистика, точечное и интервальное оценивание, проверка гипотез, нормальное распределение

Редактор Т.С. Шенко
Технический редактор Н.С. Гришанова
Корректор Т.И. Кононенко
Компьютерная верстка Е.Н. Мартемьяновой

Изд. лиц. № 02354 от 14.07.2000. Сдано в набор 20.01.2004. Подписано в печать 18.03.2004. Усл. печ. л. 5,12.
Уч.-изд. л. 4,50. Тираж 670 экз. С 1126. Зак. 291.

ИПК Издательство стандартов, 107076 Москва, Колодезный пер., 14.
http://www.standards.ru e-mail: info@standards.ru
Набрано в Издательстве на ПЭВМ

Отпечатано в филиале ИПК Издательство стандартов — тип. «Московский печатник», 105062 Москва, Лялик пер., 6.
Плр № 080102