Тема 6. Тестирование гипотез. Часть 1

Тестирование гипотез — это один из ключевых инструментов математической статистики, позволяющий на основе выборочных данных делать обоснованные выводы о характеристиках всей генеральной совокупности.

Представьте себе ситуацию:

Маша влюблена в Борю, но не уверена — взаимно ли это? Она не может прямо спросить, но может наблюдать его поведение. Например, подарит ли он ей открытку на 14 февраля? Если подарит — гипотеза о любви поддерживается. Если нет — Маша её отвергает.



Это — простая модель проверки гипотез.

- ▼ Мы формулируем так называемую нулевую гипотезу («Боря меня любит») и
 альтернативную гипотезу («Он меня не любит»).
- ▼ Затем мы производим наблюдения. (Кстати, Боря так и не подарил ей валентинку...)
- ▼ После этого мы проводим мысленный эксперимент: предполагаем, что нулевая гипотеза верна, и оцениваем вероятность получить такие наблюдаемые данные, если Н₀ действительно верна. («Если он меня любит, насколько вероятно, что он не подарит мне валентинку?»)
- ▼ Если эта вероятность оказывается слишком малой, мы отвергаем нулевую гипотезу в пользу альтернативной. («Не могу поверить, что он бы так поступил, если бы действительно любил... значит, он меня не любит!»)
- **♥** Если же вероятность **не мала**, мы **не отвергаем нулевую гипотезу** и продолжаем верить в её справедливость.

Такая логика работает и в науке. Например, чиновник утверждает: «Средняя зарплата — 55 000 ₽». Мы можем проверить эту гипотезу, собрав выборку и сравнив выборочное среднее с заявленным уровнем.



Пример 1. «Завышенная зарплата»

Чувакин — губернатор одного из российских городов. Он публично заявляет, что **средняя месячная зарплата** в его городе составляет **55 000 рублей**. Это заявление вызывает сомнение: есть подозрение, что **реальная зарплата ниже**.

Мы хотим проверить это утверждение. Обозначим зарплату одного жителя через X, а **истинное среднее значение** зарплаты через µ. Предположим также, что на основе ранее собранных данных известно, что **стандартное отклонение в генеральной совокупности** равно

σ=15 500 рублей.

Шаг 1: Формулируем гипотезы

- Нулевая гипотеза Н₀ отражает официальное утверждение, привязанное к конкретному числу.
- **Альтернативная гипотеза** H_a выражает **наше подозрение** в сторону отклонения от этого утверждения.

В данной ситуации:

- Гипотеза Чувакина: средняя зарплата = 55 000,
- Наше подозрение: **зарплата завышена**, то есть µ < 55 000.

Итак, гипотезы будут следующими:

$$H_0$$
: $\mu = 55\,000$

$$H_a$$
: μ < 55 000

Далее производятся соответствующие расчеты.

Определение: Тестирование статистических гипотез

Тестирование статистических гипотез — это метод математической статистики, предназначенный для принятия решения о правдоподобности предположения о параметрах генеральной совокупности на основе выборочных данных.

Иначе говоря:

Это процедура, при которой мы проверяем, насколько достоверны утверждения о популяции, опираясь на ограниченную информацию из выборки.

Формально:

Пусть θ — неизвестный параметр распределения (например, математическое ожидание, доля, дисперсия и т.д.).

Мы хотим проверить утверждение вида:

- H_0 : $\theta = \theta_0$ нулевая гипотеза
- H_a альтернативная гипотеза, утверждающая, что $\theta \neq \theta_0$ (или $> \theta_0$, или $< \theta_0$).

Задача — на основе выборочных данных решить, принимать ли нулевую гипотезу, или отвергнуть её в пользу альтернативной.

Интуитивно:

Представьте, что нулевая гипотеза — это **предположение, в которое мы "верим" по умолчанию**.

Альтернативная — то, что **мы хотим доказать**, но должны иметь достаточно веские основания, чтобы отвергнуть H_0 .

Таким образом, **тестирование гипотез** — это **научный и формализованный способ** принимать решения в условиях неопределённости, **основываясь на вероятностях и выборочной информации**.

Вернемся к Васе Чувакину:

Он заявляет, что **средняя месячная зарплата** в его городе составляет **55 000 рублей**. Мы хотим проверить, что **реальная зарплата ниже**.

Обозначим зарплату одного жителя через X, а **истинное среднее значение** зарплаты через µ. Предположим также, что на основе ранее собранных данных известно, что **стандартное отклонение в генеральной совокупности** равно

Шаг 1: Формулируем гипотезы

- Нулевая гипотеза Н₀ отражает официальное утверждение, привязанное к конкретному числу.
- **Альтернативная гипотеза** H_a выражает **наше подозрение** в сторону отклонения от этого утверждения.

В данной ситуации:

- Гипотеза Чувакина: средняя зарплата = 55 000,
- Наше подозрение: **зарплата завышена**, то есть µ < 55 000.

Итак, гипотезы будут следующими:

$$H_0$$
: $\mu = 55\,000$

$$H_a$$
: μ < 55 000

Шаг 2. Уровень значимости lpha

Перед началом проверки гипотезы необходимо выбрать **уровень значимости** — это число, обозначаемое как α . Оно играет роль **порога**, по которому мы принимаем решение **отклонять нулевую гипотезу или нет**.

Если вероятность получить наблюдаемые данные при условии, что H₀ верна, **меньше** α, то результат считается **слишком редким** — и H₀ отвергается.

Как интерпретировать α ?

- $\alpha alpha$ это **вероятность ошибки первого рода**: то есть, вероятность **ошибочно отклонить верную Н**₀.
- Другими словами, если вы выбрали $\alpha=0.05$, вы готовы **принять риск 5%** ошибочного вывода.

Типичные значения α :

Название	Значение α	Типичная область
Очень строгий тест	0.01 (1%)	Медицинские исследования, безопасность
Стандартный	0.05 (5%)	Наука, экономика
Умеренно допускающий ошибку	0.10 (10%)	Соц. науки, предварительные гипотезы

В нашем примере выберем уровень значимости 5%, то есть:

$$\alpha = 0.05$$

Шаг 3. Сбор и описание данных

Пусть была проведена **простая случайная выборка (SRS)** из **40 граждан** города. Их зарплаты были измерены, и получено:

• Среднее значение: $\hat{X} = 35\,000$,

Напомним, что по условию: σ=15 500,

• Размер выборки: n=40.

Так как n>30, можно использовать **центральную предельную теорему** и предположить, что:

$$ar{X} \sim \mathcal{N}\left(\mu, rac{\sigma}{\sqrt{n}}
ight)$$

Это означает, что распределение выборочного среднего приближённо нормально, что позволяет нам использовать **z-критерий**.

Шаг 4. Вычисление z-статистики

Переходим к **основному вычислению** — стандартной z-статистики, которая показывает, насколько далеко находится полученное значение от предполагаемого среднего из H_0 .

Формула z-статистики:

$$z_{ exttt{ct}} = rac{ar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$$

5

Подставим значения:

$$z_{ ext{cr}} = rac{35\,000 - 55\,000}{15\,500/\sqrt{40}} = rac{-20\,000}{2450.77} pprox \boxed{-8.16}$$

Интерпретация результата:

- 1. Мы видим, что полученное среднее отклоняется на более чем 8 стандартных отклонений от заявленного уровня 55 000.
- 2. Это чрезвычайно редкое событие, если предположить, что Н₀ верна.
- 3. Важно: все вычисления ведутся при условии, что Н₀ верна.

Шаг 5. Определение критического значения

После того как мы выбрали уровень значимости α=0.05, мы **отсекаем** соответствующую область на графике плотности нормального распределения. Так как в нашем случае альтернативная гипотеза **односторонняя (влево)**:

Ha:
$$\mu$$
 < 55 000

то и область отклонения гипотезы будет слева.

Определение Zкр:

$$P(Z < z_{ exttt{KP}}) = lpha = 0.05 \quad \Rightarrow \quad z_{ exttt{KP}} = -z_{0.05} pprox \boxed{-1.645}$$

Сравнение:

Ранее мы нашли:

$$z_{\rm cr} = -8.16$$

Теперь сравним:

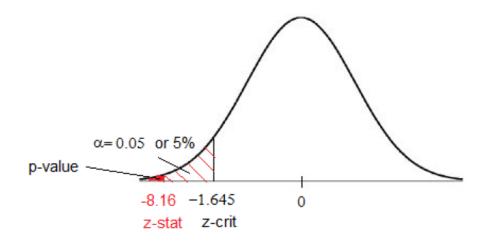
$$z_{
m ct} < z_{
m KP}$$
 или $|z_{
m ct}| > |z_{
m KP}|$

 $\Rightarrow z_{\rm cr}$ попадает в область отклонения.

Вывод:

Так как:

$$z_{\mathtt{CT}} = -8.16 < -1.645 = z_{\mathtt{KD}}$$



 H_0 отвергается в пользу H_a на уровне значимости lpha=0.05

Вывод: Есть основания отвергнуть нулевую гипотезу на уровне значимости 5%. Губернатор Вася Чувакин – врал насчет того, что зарплата составляет 55000 рублей, в действительности они меньше.

Шаг 6. Вычисляем p-value

P-value — это вероятность получить наблюдаемый результат или ещё более экстремальный, при условии, что нулевая гипотеза Н₀ верна.

Формальное определение:

p-value — это P(данные или более экстремальные | H_0 верна)

Важно понимать:

- p-value **не** говорит о вероятности, что H₀ верна или ложна.
- Он **не** зависит от На, а только от того, насколько маловероятны полученные данные **если Н**₀ **истина**.
- Чем **меньше** p-value, тем **меньше вероятность**, что такой результат мог получиться случайно, если H₀ верна.
- Если p-value **меньше** уровня значимости α, то H₀ **отвергается**.

Примерная интерпретация:

p-value	Интерпретация
> 0.10	Нет оснований отклонять Н₀
0.05 - 0.10	Слабое свидетельство против Н₀
0.01 – 0.05	Умеренное свидетельство против Н₀
< 0.01	Сильное свидетельство против Н₀
< 0.001	Очень сильное (почти невозможное событие под H₀)

Теперь расчёт p-value для нашего примера:

$$z_{ ext{cr}} = rac{ar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = rac{35\,000 - 55\,000}{15\,500/\sqrt{40}} pprox rac{-20\,000}{2450.77} pprox \boxed{-8.16}$$

Так как альтернативная гипотеза была **левосторонняя** ($H_a: \mu < 55\,000$), то:

p-value =
$$P(Z \le -8.16)$$

Значение очень малое

Для z = -8.16 соответствующее значение в таблице нормального распределения:

$$P(Z \le -8.16) pprox 1.7 \cdot 10^{-16}$$

Вывод:

p-value =
$$1.7 \cdot 10^{-16} \ll lpha = 0.05 \Rightarrow$$
 гипотеза H_0 отвергается

Пример 2. Заниженное среднее количество бюрократов в проекте

Чувакин утверждает, что штат его сотрудников — вполне скромный. Он заявляет, что в среднем **на один городской проект приходится не более 25 человек**. Однако активист проверил информацию: взял выборку из 20 проектов, проведённых в прошлом году, и обнаружил, что среднее число участников по официальным документам составляет 37 человек на проект.

Возможно, Чувакин снова лукавит...

Шаг 1. Формулируем гипотезы и выбираем уровень значимости

Обозначим:

- Х число участников в одном проекте,
- µ истинное среднее число участников.

С учётом утверждения Чувакина "не более 25", нулевая гипотеза (всегда с равенством) формулируется как:

$$H_0: \mu = 25$$

$$H_a: \mu > 25$$

Альтернатива односторонняя, направленная в сторону подозрения — что участников больше, чем он заявил.

Выбираем уровень значимости: $\alpha = 0.05$

Шаг 2. Данные из выборки

По данным активиста:

- $\bar{X} = 37$
- n=20
- σ=14 (известна по прошлым наблюдениям)

Шаг 3. Проверка условий применения нормального приближения

- (а) Предполагаем, что данные были получены в результате простой случайной выборки, а объём выборки не превышает 5% от всей совокупности проектов (условие независимости).
- (б) Так как n=20<30, центральная предельная теорема не гарантирует нормальность распределения выборочного среднего.

Поэтому мы должны дополнительно предположить, что исходная случайная величина

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$
.

Тогда выборочное среднее \widehat{X} также будет нормально распределено.

Шаг 4. Расчёт z-статистики

Формула:

$$z_{ exttt{cr}} = rac{ar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = rac{37 - 25}{14/\sqrt{20}} = rac{12}{3.130} pprox iggl[3.83 iggr]$$

Шаг 5. Вычисление критического значения

Критическое значение при α=0.05 для одностороннего теста (справа):

$$z_{ ext{KP}} = z_{0.05} pprox 1.645$$

Шаг 6. Вывод

Так как:

$$z_{\rm cr} = 3.83 > 1.645 = z_{\rm kp}$$

Вывод: Есть основания отвергнуть нулевую гипотезу на уровне значимости 5%. Губернатор Вася Чувакин – врал насчет того, что на один городской проект приходится не более 25 человек.

Шаг 7. Расчет p-value

Альтернативная гипотеза односторонняя (вправо), поэтому:

p-value =
$$P(\bar{X} > 37 \mid H_0) = P(Z > 3.83)$$

По таблице стандартного нормального распределения:

$$\text{p-value} \approx \boxed{0.000064}$$

Это крайне маловероятное значение, поэтому есть основания отвергнуть нулевую гипотезу на уровне значимости 5%. Губернатор Вася Чувакин – врал насчет того, что на один городской проект приходится не более 25 человек.

Пример 3. Двусторонняя альтернатива

Преподаватель Руслан после одного семестра, проведенного в работе с группами ШАД

и ШЦТ, решил проверить – как много балбесов слушают его лекции (или не слушают).

По полученным оценкам за контрольные, а также в ходе диалогов со студентами,

наблюдением за тем, как одни из них пытались выбросить ручку от окна в окно,

проливали энергетик со вкусом поп-корна в аудитории, чтобы получить атмосферу на парах как в кино (заставляет задуматься, что фамилия у Руслана Кубрик или Нолан), за

тем как студенты встречали его (Руслана) с ведрами на голове, было оценено, что

среднее количество таких студентов - 12.

Дополнительно известно, что стандартное отклонение таких студентов:

 $\sigma = 5$

Шаг 1. Формулируем гипотезы

Пусть:

• Х — уровень балбесесности одного студента,

• µ — истинное среднее количество балбесов в группе.

Согласно отчёту:

 $H_0: \mu = 12.0$

 $H_a: \mu \neq 12.0$

Обратите внимание:

Здесь нет чёткого подозрения, в какую сторону может быть отклонение —

больше или меньше.

Поэтому альтернативная гипотеза — двусторонняя.

Выбираем уровень значимости:

 $\alpha = 0.05$

11

Шаг 2. Данные из выборки

Объём выборки: n=25

• Выборочное среднее: $\bar{X} = 10.8$

• Стандартное отклонение (по населению): $\sigma = 5$

Шаг 3. Проверка условий применения нормального распределения

- 1. Предполагается, что данные получены по **простой случайной выборке (SRS)**, а объём составляет не более 5% от совокупности (независимость).
- 2. n=25<30, то есть выборка **небольшая**. Поэтому нужно дополнительно предположить, что **распределение удойности нормальное**:

$$X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

Тогда выборочное среднее \bar{X} также будет нормально распределено.

Шаг 4. Расчёт z-статистики

$$z_{ ext{cr}} = rac{ar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = rac{10.8 - 12.0}{5/\sqrt{25}} = rac{-1.2}{1} = \boxed{-1.2}$$

Шаг 5. Критическое значение

Для двусторонней альтернативы мы делим уровень значимости пополам:

$$\alpha/2 = 0.025$$

По таблице:

$$z_{ exttt{KP}} = \pm z_{0.025} = \pm 1.96$$

Сравниваем:

$$|z_{ extsf{ct}}|=1.2 < 1.96 = |z_{ extsf{kp}}| \Rightarrow \boxed{H_0 ext{ не отвергается}}$$

Шаг 6. Вывод

Нет оснований отвергнуть нулевую гипотезу на уровне значимости 5%. Среднее количество балбесов в группе действительно 12 студентов.

Шаг 7. Расчет p-value

Так как альтернативная гипотеза двусторонняя, нас интересует отклонение в любую сторону от значения 12.0. Поэтому используем:

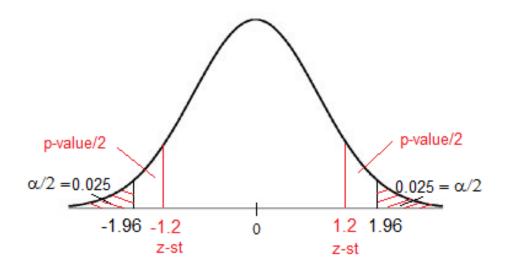
p-value =
$$P(|Z| > 1.2) = 2 \cdot P(Z > 1.2)$$

По таблице нормального распределения:

$$P(Z>1.2)pprox0.115\Rightarrow \boxed{ ext{p-value}=2\cdot0.115=0.23}$$

Интерпретация:

Такая вероятность означает, что **при верной Н₀** мы **довольно часто** могли бы получить результат в 10.8 или ещё дальше от 12. Нулевая гипотеза принимается.



Проверка статистической гипотезы — пошаговый алгоритм

(1) **State** hypotheses and **choose** significance level:

H0: ...

Ha: ...

Let α=...

- (5) Introduce a variable and write down given statistics
- (6) Check requirement and state assumptions
- (7) Calculate z-statistic
- (8) Find p-value
- (9) **Compare** p-value with α (or Zst with Zcr) and conclude about the H0.

Ошибки первого и второго рода

«Я бы не стал умирать за свои убеждения — вдруг я ошибаюсь» — Бертран Рассел

Как уже говорилось ранее, любое статистическое решение, принятое в рамках проверки гипотезы, может оказаться ошибочным. Мы всегда сталкиваемся с рискованным выбором: принять или отвергнуть гипотезу на основе ограниченных данных.

Существует два типа ошибок, связанных с тестированием гипотез:

Ошибка I рода (Type I Error)

Ошибка I рода — это ситуация, когда отвергается нулевая гипотеза, хотя на самом деле она верна.

Тип I: отклонить H_0 , когда H_0 истинна

Пример: «Любит — не любит»

Маша хочет проверить гипотезу:

- Н₀: Боря её любит.
- На: Боря не любит.

Пусть чувства Бори можно измерить и выразить через случайную величину X, которая подвержена колебаниям настроения, внешним факторам и личной тревожности. Предположим, что:

- $X \sim \mathcal{N}(\mu_X, \sigma^2)$
- ullet при H_0 значение $\mu_X=\heartsuit$ (условная величина "любовь").

Критерий: подарит ли Боря валентинку?

Маша считает: если Боря не подарил валентинку, значит, он не любит.

Но возможна ошибка І рода: даже влюблённый Боря может не подарить валентинку:

- забыл дату,
- потерял открытку по дороге,
- постеснялся.

Что происходит в случае ошибки І рода?

- Маша отвергает гипотезу любви, хотя она верна.
- Это классическая ошибка І рода.

Вероятность ошибки І рода

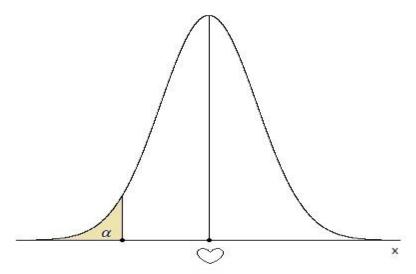
Вероятность такого события обозначается:

α

- Это площадь под графиком плотности нормального распределения X слева от порогового значения, соответствующего событию "валентинка подарена".
- Именно **этот уровень значимости** α мы выбираем при проверке гипотезы.

Вывод:

- Ошибка I рода отклонение правдивой гипотезы.
- Она возникает **с вероятностью α** и именно **эту ошибку мы контролируем при построении теста**.
- Чем меньше α, тем **реже** будет происходить ошибка I рода, но тем **больше риск ошибки II рода** (о ней в следующем блоке).



Ошибка II рода (Type II Error)

Определение:

Ошибка II рода возникает, когда мы не отвергаем нулевую гипотезу, хотя на самом деле она **ложна**.

Тип II: не отвергнуть H_0 , хотя верна H_a

🦰 Продолжение истории о Маше и Боре:

Предположим, что на самом деле Боря Машу не любит. Это означает, что верна альтернативная гипотеза На, и истинное значение его чувств смещено влево от **значения \mu=♡** — например, к μ =♡.

Но вот парадокс: даже не влюблённый Боря может подарить ей валентинку:

- может быть, он вежливый и дарит открытки всем,
- возможно, он не хочет обидеть Машу перед её подругами,
- или просто в хорошем настроении...

В этом случае Маша получает открытку и делает вывод:

«Наверное, он меня любит» — и **не отвергает Н** $_{0}$.

Но на самом деле Н₀ **ложна**, и Маша совершает **ошибку II рода**.

Вероятность ошибки II рода

Обозначается:

β

- Это площадь под кривой плотности распределения, соответствующего альтернативной гипотезе На, справа от порогового события (например, "открытка подарена").
- Чем **больше** β, тем выше вероятность **не заметить** истинное отличие.

Баланс между ошибками I и II рода

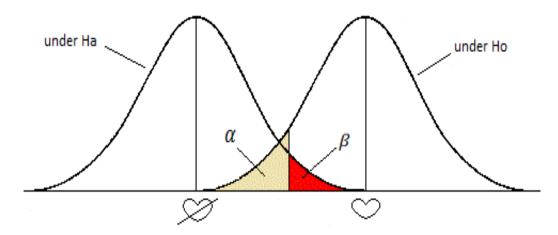
Важно:

- Обе ошибки зависят от выбранного порога (критерия).
- Если Маша решит, что **открытки недостаточно**, и будет считать доказательством только **подаренные цветы**, то:
 - Порог сдвигается вправо,
 - о Вероятность ошибки І рода α возрастает (больше «любящих» окажутся отвергнутыми),
 - \circ Но вероятность ошибки II рода β **снижается** (труднее поверить в любовь по мелочи).

Если наоборот — Маша будет радоваться даже «лайку» в instagram:

- Порог сдвигается влево,
- α падает, но β растёт.

Это и есть компромисс между двумя типами ошибок.



А можно ли уменьшить и α, и β?

Да! Есть только один способ:

Увеличить объём выборки.

- Тогда стандартное отклонение статистики станет меньше,
- Распределения станут **уже**, то есть «тоньше»,
- Соответственно, заштрихованные области ошибок уменьшатся.

Все 4 возможных исхода проверки гипотезы:

	Н₀ верна	H ₁ верна
Н₀ отвергнута	🗙 Ошибка I рода (вер. $lpha$)	$lue{lue}$ Правильное решение (вер. $1-eta$)
Н₀ принята	lue Правильное решение (вер. $1-lpha$)	🗶 Ошибка II рода (вер. eta)

Обозначения:

- а уровень значимости (вероятность ошибки I рода),
- $1-\alpha$ доверительный уровень (насколько мы уверены в H_0),
- β вероятность ошибки II рода,
- $1-\beta$ мощность критерия (вероятность правильно обнаружить отличие, если оно есть).