

# Обработка результатов измерений

Кто-то, откуда-то

11 декабря 2020 г.

## 1 Измерения и погрешности

### 1.1 Результат измерения

Очевидно, что когда мы измеряем некоторую величину, имеет место быть некоторая неточность измерений. Например, измеряя длину тела линейкой, мы можем столкнуться с тем, что линейка может быть неточно положена, иметь неточные деления. Даже если добиться точности расположения линейки, все равно имеет место быть округление, так как деления линейки имеют некоторую цену. У устройств без шкалы на дисплее все равно может быть отображено только конечное число цифр после запятой. Таким образом, то, что мы называем измерением - это некоторое *идеализированное значение*, только приближенное к реальному.

Назовем погрешностью измерения разницу между измеренным и «истинным» значениями

$$\delta x = x_{\text{изм}} - x_{\text{ист}}$$

Однако величину  $\delta x$  невозможно точно определить ввиду невозможности узнать истинное значения некоторой величины.

О каких-либо величинах принято говорить не как о точных значениях, а скорее как о некотором промежутке

$$x = x_{\text{изм}} \pm \delta x$$

Кроме этого часто для наглядности используют относительную погрешность

$$\varepsilon_x = \frac{\delta x}{x_{\text{изм}}}$$

### 1.2 Многократные измерения

Если мы несколько раз измерим одну и ту же величину, вероятно мы получим расходящиеся по значению результаты.

$$\mathbf{X} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$$

В таком случае результат измерений является случайной величиной, которую можно будет описать некоторым *вероятностным законом - распределением*. Вычислим среднее значение величины по набору  $\mathbf{X}$

$$\langle x \rangle = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (1)$$

Так же мы будем орудовать понятием отклонения. Так, отклонение каждого значения от среднего это

$$\Delta x_i = x_i - \langle x \rangle, \quad i = 1 \dots n$$

Разброс совокупности данных  $x_i$  относительно среднего принято характеризовать *средне-квадратичным отклонением*

$$s = \sqrt{\frac{\Delta x_1^2 + \Delta x_2^2 + \dots + \Delta x_n^2}{n}} \equiv \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta x_i^2} \quad (2)$$

или кратко

$$s = \sqrt{\langle \Delta x^2 \rangle} \equiv \sqrt{\langle (x - \langle x \rangle)^2 \rangle} \quad (3)$$

При устремлении  $n$  к бесконечности и достаточном качестве метода измерений почти все отклонения  $\delta x_i$  скомпенсируются и можно ожидать что среднее значение устремится к некоторому пределу

$$\bar{x} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

Тогда полученное значение  $\bar{x}$  можно считать «истинным» средним для исследуемой величины. Предельную величину среднеквадратичного отклонения обозначим как

$$\sigma = \lim_{n \rightarrow \infty} \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \Delta x_i^2}$$

Итак, если набор значений имеет не слишком большой разброс, то можно с некоторой натяжкой считать, что  $\langle x \rangle \approx \bar{x}$

### 1.3 Классификация погрешностей

Всегда нужно проводить несколько замеров величины в одинаковых условиях, чтобы убедиться в стабильности величины и правильности выбранного метода измерений. Иногда во время измерений возникают грубые ошибки - «промахи». Естественно, промахи не нужно учитывать при обработке данных. Однако, это может привести к потере данных или помешать открытию некоторого нового явления. Поэтому необходимо тщательно анализировать причины появления аномалий в данных.

Погрешности можно разделить на *систематические*, которые одинаково проявляются при множественных проведениях опыта и на *случайные*, которые хаотичны как по величине так и по знаку.

Так же можно разделить погрешности на

- *инструментальные погрешности*, связанные с несовершенством конструкции или ошибками калибровки измерительных приборов;

- *методические погрешности*, связанные с несовершенством теоретической модели явления или неточностью метода измерения;
- *естественные погрешности*, которые связаны со случайным характером изменения физической величины. Зачастую они показывают природу некоторого явления, поэтому ими нельзя пренебрегать.

### 1.3.1 Случайные погрешности

Большинству физических явлений присущ случайный характер. Случайную погрешность можно обнаружить при многократном повторении некоторого опыта. Если случайные отклонения с разными знаками приблизительно равновероятны, то можно считать, что погрешность среднего значения  $\langle x \rangle$  будет меньше, чем погрешность одного измерения.

Случайные погрешности могут быть связаны с *особенностями приборов, особенностями или несовершенством методики измерения, несовершенством объекта измерений или случайным характером явления.*

В последних двух случаях мы сами заменяем отдельные измерения средним значением. Таким образом мы можем потерять много информации о объекте исследования и прежде чем отбрасывать случайную погрешность, необходимо убедиться, что погрешность вызвана приборами, а не характером объекта.

### 1.3.2 Систематические погрешности

Систематические погрешности в отличие от случайных практически невозможно обнаружить и исключить многократным повторением эксперимента. Примерами систематических погрешностей может быть, например, износ деталей устройства или неточность метода исследования.

Систематические погрешности можно условно разделить на

- известные погрешности;
- погрешности известной природы, но неизвестной величины. Такие погрешности необходимо свести к минимуму, совершенствуя методы исследований;
- погрешности известной природы, которые достаточно сложно оценить;
- неизвестные погрешности. Такие погрешности можно исключить только повторением эксперимента с использованием другой методики и/или другого оборудования.

## 2 Элементы теории ошибок

Для описания результатов необходимо каким-то образом описывать случайную составляющую результата. Для этого используется язык вероятностей.

### 2.1 Случайная величина

Для любой случайной величины можно сказать, что она принимает некоторые значения с некоторой вероятностью  $P_x$ .

$$P_x = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n_x}{n},$$

где  $n$  - полное число измерений,  $n_x$  - количество измерений, дающих результат  $x$ . Большинство величин при измерении принимают *непрерывный* набор значений. Пусть  $P_{[x_0, x_0 + \delta x]}$  - вероятность того, что результат измерения окажется в окрестности точки  $x_0$  в пределах интервала  $\delta x : x \in [x_0, x_0 + \delta x]$ .

Отношение  $\omega(x) = \frac{P_{[x_0, x_0 + \delta x]}}{\delta x}$  будет оставаться конечным. Такую функцию  $\omega(x)$  называют *плотностью распределения вероятности* или кратко *распределением* непрерывной случайной величины  $x$

#### Свойства распределений

Из определения функции  $\omega(x)$  следует, что вероятность попадания результата эксперимента в диапазон  $[a, b]$  можно вычислить

$$P_{x \in [a, b]} = \int_a^b \omega(x) dx \quad (4)$$

Очевидно, что сумма всех вероятностей равна единице, иначе

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \omega(x) dx = 1$$

Соотношение выше называют *условием нормировки*.

#### Среднее и дисперсия

Также с помощью распределения можно вычислить среднее арифметическое всех результатов

$$\langle x \rangle \approx \frac{1}{n} \sum_i n_i x_i = \sum_i \omega_i x_i$$

Переходя к пределу, получим определение среднего значения случайной величины

$$\bar{x} = \int x \omega dx \quad (5)$$

где интегрирование ведется по всей области значений  $x$ . В теории вероятностей  $\bar{x}$  называется *математическим ожиданием* распределения.

$$\sigma^2 = \overline{(x - \bar{x})^2} = \int (x - \bar{x})^2 \omega dx \quad (6)$$

называют *дисперсией* распределения.

### Доверительный интеграл

Обозначим вероятность того, что отклонение  $\Delta x = x - \bar{x}$  не превосходит по модулю  $\delta$  за  $P_{|\Delta x| < \delta}$ :

$$P_{|\Delta x| < \delta} = \int_{\bar{x}-\delta}^{\bar{x}+\delta} \omega(x) dx \quad (7)$$

Такую величину называют *доверительной вероятностью* для *доверительного интервала*  $|x - \bar{x}| \leq \delta$

## 2.2 Нормальное распределение

Теория вероятностей гласит, что сумма большого количества независимых случайных слагаемых, каждое из которых вносит в эту сумму относительно малый вклад, подчиняется универсальному закону. Такое распределение называют *нормальным* или *распределением Гаусса*

$$\omega(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\bar{x})^2}{2\sigma^2}} \quad (8)$$

В случае нормального распределения можно вычислить доверительные вероятности

$$P_{|\Delta x| \leq \sigma} = \int_{\bar{x}-\sigma}^{\bar{x}+\sigma} \omega dx \approx 0.68$$

$$P_{|\Delta x| \leq 2\sigma} \approx 0.95$$

$$P_{|\Delta x| \leq 3\sigma} \approx 0.9973$$

Иными словами, при достаточно большом числе измерений нормально распределенной величины можно ожидать, что лишь треть измерений выпадут за пределы интервала  $[\bar{x} - \sigma, \bar{x} + \sigma]$ , 5% выпадут за пределы  $[\bar{x} - 2\sigma, \bar{x} + 2\sigma]$  и лишь 0.27% окажутся за пределами  $[\bar{x} - 3\sigma, \bar{x} + 3\sigma]$

## 2.3 Независимые величины

Величины  $x$  и  $y$  называют *независимыми*, если результат измерения одной из них не влияет на результат измерения другой.

Для таких величин вероятность, что  $x$  примет значения из некоторого множества  $\mathbf{X}$ , а  $y$  из множества  $\mathbf{Y}$  равна произведению следующих вероятностей

$$P_{x \in X, y \in Y} = P_{x \in X} \cdot P_{y \in Y}$$

$$\overline{\Delta x \cdot \Delta y} = \overline{\Delta x} \cdot \overline{\Delta y} \quad (9)$$

В случае если измеряемая величина  $z = x + y$  складывается из двух *независимых* случайных слагаемых  $x$  и  $y$ , для которых известны средние значения  $\bar{x}$  и  $\bar{y}$  и их среднеквадратичные погрешности  $\sigma_x$  и  $\sigma_y$ . Непосредственно из определения (1) следует, что

$$\bar{z} = \bar{x} + \bar{y}$$

Найдем дисперсию  $\sigma_z^2$ . В силу независимости имеем

$$\overline{\Delta z^2} = \overline{\Delta x^2} + \overline{\Delta y^2} + 2\overline{\Delta x \cdot \Delta y} = \overline{\Delta x^2} + \overline{\Delta y^2}$$

то есть:

$$\sigma_z^2 = \sigma_x^2 + \sigma_y^2 \quad (10)$$

## 2.4 Погрешность среднего

Выборочное среднее арифметическое значение  $\langle x \rangle$ , найденное по результатам  $n$  измерений, само по себе является случайной величиной. Вычислим среднеквадратичную погрешность среднего арифметического  $\sigma_{\langle x \rangle}$

$$Z = x_1 + x_2 + \dots + x_n$$

Тогда

$$\sigma_Z = \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2} = \sqrt{n} \sigma_x$$

поскольку под корнем находится  $n$  одинаковых слагаемых. Отсюда с учётом  $\langle x \rangle = \frac{Z}{n}$  получим соотношение:

$$\sigma_{\langle x \rangle} = \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}} \quad (11)$$

## 2.5 Результирующая погрешность опыта

Пусть для некоторого результата измерения известна оценка его максимальной систематической погрешности  $\Delta_{\text{сист}}$  и случайная среднеквадратичная погрешность  $\sigma_{\text{случ}}$ . Найдем полную погрешность измерения.

$$\sigma_{\text{полн}}^2 = \langle (x - x_{\text{ист}})^2 \rangle$$

Отклонение  $x - x_{\text{ист}}$  можно представить как сумму случайного отклонения от среднего и постоянной систематической составляющей

$$x - x_{\text{ист}} = \delta x_{\text{сист}} + \delta x_{\text{случ}}$$

$$\sigma_{\text{полн}}^2 = \langle \delta x_{\text{сист}}^2 \rangle + \langle \delta x_{\text{случ}}^2 \rangle \leq \Delta_{\text{сист}}^2 + \sigma_{\text{случ}}^2 \quad (12)$$

При многочисленных повторениях опыта случайная составляющая погрешности может быть уменьшена, однако систематическая останется неизменной:

$$\sigma_{\text{полн}}^2 \leq \Delta_{\text{сист}}^2 + \frac{\sigma_x^2}{n}$$

Отсюда следует важное правило: если случайная погрешность измерений в 2-3 раза меньше предполагаемой систематической, *нет смысла проводить многократные измерения* в попытке уменьшить погрешность эксперимента. В противном случае следует повторять попытки до тех пор, пока погрешность среднего  $\sigma_{\langle x \rangle} = \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}}$  не станет меньше систематической.

## 2.6 Обработка косвенных измерений

*Косвенными* называют измерения, полученные в результате расчётов, использующих *прямых* измерений физической величины.

### 2.6.1 Случай одной переменной

Пусть в некотором эксперименте была получена некоторая величина  $x$ , а её «наилучшее» значение  $x^*$  известно с некоторой погрешностью  $\sigma_x$ . Величина  $y$  вычисляется как  $f(x)$ .

$$y^* = f(x^*)$$

Обозначая отклонение измеряемой величины  $\Delta x = x - x^*$  и пользуясь определением производной, при условии, что  $y(x)$  - гладкая вблизи  $x \approx x^*$ , запишем

$$\Delta y \equiv y(x) - y(x^*) \approx f' \cdot \Delta x,$$

где  $f' \equiv \frac{dy}{dx}$  - производная функции  $f(x)$ , взятая в точке  $x^*$ . Тогда, используя усреднение ( $\sigma_y^2 = \langle \Delta y^2 \rangle$ ,  $\sigma_x^2 = \langle \Delta x^2 \rangle$ ), и затем снова извлечём корень. В результате получим

$$\sigma_y = \left| \frac{dy}{dx} \right| \sigma_x \quad (13)$$

### 2.6.2 Случай многих переменных

В случае, когда величина вычисляется по нескольким независимым переменным

$$u^* = f(x^*, y^*, \dots)$$

$$\Delta u \approx f'_x \cdot \Delta x + f'_y \cdot \Delta y + \dots,$$

Тогда, пользуясь формулой для нахождения дисперсии суммы независимых переменных, получим соотношение, позволяющее вычислять погрешности косвенных измерений для произвольной функции  $u = f(x, y, \dots)$ :

$$\sigma_u^2 = f_x'^2 \sigma_x^2 + f_y'^2 \sigma_y^2 + \dots \quad (14)$$

Также отметим, что формулы (13) и (14) применимы только в случае, когда относительные отклонения всех величин малы ( $\varepsilon_x, \varepsilon_y, \dots \ll 1$ ), а измерения проводятся вдали от особых точек функции  $f$ . Также все полученные формулы справедливы тогда и только тогда, когда переменные  $x, y, \dots$  независимы.



### 3 Оценка параметров

В общем случае для построения оценки необходимы следующие компоненты:

1. *данные* - результаты измерений и их погрешности;
2. *модель*  $y = f(x|\theta_1, \theta_2, \dots)$  - параметрическое описание исследуемой зависимости.

#### 3.1 Метод минимума хи-квадрат

Обозначим отклонения результатов некоторой серии измерений от теоретической модели  $y = f(x|\theta)$  как

$$\Delta y_i = y_i - f(x_i|\theta), \quad i = 1 \dots n,$$

где  $\theta$  - некоторый параметр (или набор параметров). Нормируем  $\Delta y_i$  на стандартные отклонения  $\sigma_i$  и построим сумму

$$\chi^2 = \sum_i \left( \frac{\Delta y_i}{\sigma_i} \right)^2 \quad (15)$$

которую принято называть суммой *хи-квадрат*

Метод *минимума хи-квадрата* (*метод Пирсона*) заключается в подборе такого  $\theta$ , при котором сумма квадратов отклонений от теор. модели, нормированных на ошибки измерений, достигает минимума:

$$\chi^2(\theta) \rightarrow \min$$

#### 3.2 Метод максимального правдоподобия

Сделаем два ключевых предположения:

- зависимость между измеряемыми величинами действительно может быть описана функцией  $y = f(x|\theta)$  при некотором  $\theta$ ;
- все отклонения  $\Delta y_i$  результатов измерений от теоретической модели являются *независимыми* и имеют *случайный* характер.

Пусть  $P(\Delta y_i)$  - вероятность обнаружить отклонение  $\Delta y_i$  при фиксированных  $x_i$ , погрешностях  $\sigma_i$  и параметрах модели  $\theta$ . Построим функцию, равную вероятности обнаружить весь набор отклонений  $\Delta y_1, \dots, \Delta y_n$ .

$$L = \prod_{i=1}^n P(\Delta y_i) \quad (16)$$

Функцию  $L$  называют *функцией правдоподобия*.

Метод максимума правдоподобия заключается в поиске такого  $\theta$ , при котором наблюдаемое отклонение от модели будет иметь *наименьшую вероятность*, то есть

$$L(\theta) \rightarrow \max.$$

$$P(\Delta y_i) \propto e^{-\frac{\Delta y_i^2}{2\sigma_i^2}},$$

$$\ln L = -\sum_i \frac{\Delta y_i^2}{2\sigma_i^2} = -\frac{1}{2}\chi^2.$$

### 3.3 Метод наименьших квадратов

Рассмотрим случай, когда все погрешности измерений одинаковы,  $\sigma_i = \text{const}$ . Тогда множитель  $1/\sigma^2$  в сумме хи-квадрат выносится за скобки, и оценка параметра сводится к нахождению минимума суммы квадратов отклонений.

$$S(\theta) = \sum_{i=1}^n \Delta y_i^2 \equiv \sum_{i=1}^n (y_i - f(x_i|\theta))^2 \rightarrow \min \quad (17)$$

### 3.4 Проверка качества аппроксимации

Значение суммы  $\chi^2$  позволяет оценить, насколько хорошо данные описываются предлагаемой моделью  $y = f(x|\theta)$ . Тогда можно ожидать, что  $\Delta y_i \sim \sigma_i$ . Тогда  $\chi^2 \sim n$ .

Согласно теории вероятностей матожидание суммы  $\chi^2$  в точности равно числу степеней свободы:

$$\overline{\chi^2} = n - p$$

Таким образом, при хорошем соответствии модели и данных, величина  $\chi^2/(n-p)$  должна в среднем быть равна единице.

### 3.5 Оценка погрешности параметров

Пусть функция  $L(\theta)$  имеет максимум при  $\theta = \hat{\theta}$ . Тогда

$$L(\theta) \sim \exp\left(-\frac{(\theta - \hat{\theta})^2}{2\sigma_\theta^2}\right)$$

Тогда в окрестностях  $\hat{\theta}$  функция  $\chi^2(\theta) = -2\ln(L(\theta))$

$$\chi^2(\theta) = \frac{(\theta - \hat{\theta})^2}{\sigma_\theta^2} + \text{const}$$

Легко убедиться, что

$$\chi^2(\hat{\theta} \pm \sigma_\theta) - \chi^2(\hat{\theta}) = 1$$

Иными словами, при отклонении параметра  $\theta$  на одну ошибку  $\sigma_\theta$  от значения  $\hat{\theta}$ , функция  $\chi^2(\theta)$  изменится на единицу. Таким образом для нахождения *интервальной* оценки для искомого параметра достаточно графическим или численным образом решить уравнение

$$\Delta\chi^2(\theta) = 1$$