

## 2 ПОГРЕШНОСТИ ИЗМЕРЕНИЙ

Принято различать три типа погрешностей измерений: систематические, случайные и грубые [1].

### 2.1 Систематические погрешности

Систематические погрешности связаны с точностью измерительного прибора или метода измерения. То есть причина их появления проявляется при каждом измерении и величина их не меняется при измерениях. Например, если измерение производится масштабной линейкой, деления которой нанесены с ошибкой, то величина этой ошибки будет повторяться в каждом измерении.

Обычно систематическая погрешность измерения составляет одну десятую цены деления измерительного прибора. Систематические погрешности, природа и величина которых нам известна, устраняются введением поправок, которые устанавливаются при измерении эталонными или другими более точными средствами. Например, можно ввести поправки, учитывающие температурные удлинения измерительной линейки.

### 2.2 Случайные погрешности и их числовые оценки

Случайные погрешности обусловлены большим числом причин (факторов), о существовании и влиянии которых нам заранее неизвестно, и влияние каждого из них на результат измерения незначительно (не является определяющим), но в совокупности их влияние при повторении измерения приводит к различным результатам.

Источником этих погрешностей могут служить изменяющиеся условия внешней среды, ошибки отсчета на измерительной шкале прибора и другие.

Рассмотрим  $n$  прямых измерений одной и той же величины  $a$ . Результаты этих измерений  $x$  будут отличаться от измеряемой величины  $a$  на величину ошибки измерения  $\Delta$ .

Оценкой математического ожидания (генеральной средней) и, следовательно, истинного значения измеряемой величины  $a$  является среднее арифметическое значение выборки – результатов измерений. Таким образом, если  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$  результаты  $n$  измерений одной и той же величины, то истинное значение  $a$  может быть приближенно оценено выборочной средней арифметической величиной (средним значением выборки)

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^k n_i x_i}{n},$$

где  $n_i$  – частота появления одного и того же результата измерения  $x_i$ ;

$x_i$  – результат  $i$ -го независимого измерения;

$k$  – число групп, имеющих одинаковые результаты независимых измерений;

$n = \sum_{i=1}^k n_i$  – объем выборки, то есть число независимых измерений.

Величина рассеивания результатов измерения может быть оценена дисперсией выборки (выборочной дисперсией):

$$D_x = \frac{\sum_{i=1}^k n_i (x_i - \bar{x})^2}{n} = \frac{\sum_{i=1}^k n_i x_i^2}{n} - (\bar{x})^2 = \bar{x}^2 - (\bar{x})^2,$$

$$\text{где } \bar{x}^2 = \frac{\sum_{i=1}^k n_i x_i^2}{n}.$$

Учитывая, что выборочная средняя арифметическая величина сама является случайной величиной, то ее рассеивание можно оценить также выборочной дисперсией среднего арифметического:

$$D_{\bar{x}} = \frac{D_x}{n}.$$

Соответственно, среднее квадратическое отклонение среднего арифметического (стандартная ошибка):

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}},$$

где  $\sigma_x$  – среднее квадратическое отклонение, равное  $\sigma_x = \sqrt{D_x}$ .

Однако эти оценки являются смещенными, то есть при малых объемах наблюдений они дают заниженные значения. Поэтому для оценки истинной дисперсии используют исправленную дисперсию выборки:

$$S_x^2 = D_x \cdot \frac{n}{n-1}.$$

Другой характеристикой рассеивания результатов наблюдения является коэффициент вариации, представляющий собой отношение среднего квадратического отклонения к среднему арифметическому:

$$K_v = \frac{S_x}{\bar{x}}.$$

### 2.3 Интервальная оценка истинного значения измеряемой величины

Оценка истинного значения выборочным средним арифметическим является точечной, которая при малом объеме выборки может значительно отличаться от истинного значения, то есть приводить к большим ошибкам. Поэтому для оценки истинного значения измеряемой величины при малом числе измерений используют интервальные оценки, которые определяются двумя числами – концами интервала. Интервальная оценка устанавливает точность и надежность при оценивании результата измерения.

Если рассматривать результаты измерений как независимые нормально распределенные случайные величины с математическими ожиданиями равными измеряемой величине  $a$ , то среднее арифметическое результатов измерения будет представлять собой тоже нормально распределенную случайную величину с математическим ожиданием, равным измеряемой величине  $a$  и средним квадратическим отклонением  $S_x$ .

Учитывая, что центрированная нормированная случайная величина

$$T = \frac{\bar{x} - a}{S_x},$$

распределена по закону Стьюдента, то доверительный интервал может быть определен из уравнения

$$P\left(\bar{x} - t_{\gamma} \frac{S_x}{\sqrt{n}} < a < \bar{x} + t_{\gamma} \frac{S_x}{\sqrt{n}}\right) = \gamma,$$

где  $P$  – вероятность события, указанного в скобках;

$\gamma$  – заданная надежность (вероятность);

$t_{\gamma}$  – критическое значение случайной величины  $T$ , распределенной по закону Стьюдента.

Величина  $t_{\gamma}$  берётся из таблицы для заданной надежности  $\gamma$  и числа измерений  $n$  (или числа степеней свободы  $k = n - 1$ ).

Критическое значение критерия Стьюдента можно получить с помощью функции Листа книги Excel.

$t_{\gamma} = \text{СТЬЮДРАСПОБР}(\text{вероятность}; \text{степени свободы})$

Здесь вероятность  $\alpha = 1 - \gamma$  – вероятность, соответствующая двустороннему распределению Стьюдента, а степени свободы – число степеней свободы, характеризующее распределение.

Таким образом, можно с надежностью  $\gamma$  утверждать, что истинное значение измеряемой величины  $a$  не выйдет за пределы интервала, указанного в скобках, то есть:

$$a = \bar{x} \pm t_\gamma \frac{S_x}{\sqrt{n}}.$$

Величина  $\Delta = t_\gamma \frac{S_x}{\sqrt{n}}$ , является предельной ошибкой при оценке

измеряемой величины  $a$  с надежностью  $\gamma$ . Из этого следует, что для того, чтобы случайная ошибка при измерении величины  $a$  с заданной надежностью  $\gamma$  не превысила заданную ошибку  $\Delta$ , необходимо произвести число измерений

$$n \geq \left( \frac{t_\gamma S_x}{\Delta} \right)^2.$$

Если число наблюдений достаточно велико (более 30), то исправленная дисперсия выборки равна неисправленной, то есть  $S_x^2 \approx D_x = \sigma_x^2$ . Предельная ошибка для оценки генеральной средней определяется из условия

$$P \left( \bar{x} - t \cdot \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}} < a < \bar{x} + t \cdot \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}} \right) = 2 \cdot \Phi(t) = \gamma,$$

где  $P$  – вероятность события, указанного в скобках;

$\gamma$  – заданная надежность (вероятность);

$t$  – критическое значение центрированной нормированной случайной величины  $Z = \frac{x-a}{\sigma}$ , распределенной по нормальному закону, у которой

математическое ожидание равно нулю, а дисперсия единице;

$\Phi(t)$  – функция Лапласа, удвоенное значение которой для аргумента  $t$  равно  $\gamma$ .

$$\Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^t e^{-z^2/2} dz.$$

Величина  $t$  берётся из таблицы функции Лапласа для надежности  $\frac{\gamma}{2}$ . Величину  $t$  можно получить с помощью функции Листа книги Excel

$$t = HORMSTOBP \left( 0,5 + \frac{\gamma}{2} \right).$$

Например, для гамма  $\gamma = 0,95$  (надежности 0,95)

$$t = HOPMCROBR\left(0,5 + \frac{\gamma}{2}\right) = HOPMCROBR(0,975) = 1,95996 \approx 1,96.$$

Предельная ошибка для оценки математического ожидания нормально

распределенного признака по выборочной средней равна  $\Delta = t \cdot \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}}$ .

Следовательно, для того, чтобы случайная ошибка при измерении величины  $A$  с заданной надежностью  $\gamma$  не превысила заданную ошибку  $\Delta$ , необхо-

димо произвести число измерений  $n \geq \left(\frac{t \cdot \sigma_x}{\Delta}\right)^2$ .

Если считать допустимой десятипроцентную предельную относительную ошибку при оценке генеральной средней по выборочной средней

$\delta_x = \frac{\Delta}{x} = 0,1$ , то

$$n \geq \left(\frac{t \cdot \sigma_x}{\delta_x \cdot x}\right)^2 = \left(\frac{t \cdot k_x}{\delta_x}\right)^2 = \left(\frac{t \cdot k_x}{0,1}\right)^2.$$

Так, для надежности 95% можно приблизительно принять  $t = 2$ . Тогда при коэффициенте вариации  $k_x = 0,1$  получим минимально необходимое число наблюдений, оно должно быть:

$$n \geq \left(\frac{2 \cdot k_x}{0,1}\right)^2 = \left(\frac{2 \cdot 0,1}{0,1}\right)^2 = 4.$$

Соответственно, при  $x_i \neq x_j$  и при  $r_{kj} = \frac{k_{kj}}{\sigma_k \cdot \sigma_j}$

$$r_{x_k x_j} = \frac{\overline{x_{kj}} - \overline{x_k} \cdot \overline{x_j}}{\sigma_k \cdot \sigma_j}.$$

Для более точной оценки

$$k_{kj} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{ki} - \bar{x}_k) \cdot (x_{ji} - \bar{x}_j)}{n} = \frac{\overline{x_k \cdot x_j} - \bar{x}_k \cdot \bar{x}_j}{\sigma_k \cdot \sigma_j}$$

необходимое число наблюдений будет резко возрастать.