

中华人民共和国国家计量技术规范

# 测量误差及数据处理

Technical Norm for Error of Measurements  
and Interpretation of Data

(试 行)

JJG1027—91

归口单位：北京市技术监督局

本技术规范经国家技术监督局于1991年8月5日批准，并自1992年10月1日起施行。

本规范技术条文由起草单位负责解释。

**本规范主要起草人：**李慎安（国家技术监督局）

钱钟泰（中国计量科学研究院）

刘智敏（中国计量科学研究院）

薛新法（北京市技术监督局）

**参加起草人：**何开茂（国家技术监督局计量司）

王惠贤（北京市技术监督局）

## 目 次

一 测量结果的误差评定 .....	1600
二 计量器具准确度的评定 .....	1606
附录 1 不同置信概率 $p$ 下, 自由度 $\nu=n-1$ 的 $t$ 分布的 $t_p(\nu)$ 值 .....	1609
附录 2 最大残差法的 $C_n$ 值 .....	1609
附录 3 最大误差法的 $C'_n$ 值 .....	1610
附录 4 分组极差法的 $C$ 值 .....	1610
附录 5 举例 .....	1610

本技术规范对测量误差和数据处理中比较常遇到的一些问题做出统一的规定,以便正确地给出和使用测量结果。

本规范适用于测量不确定度的评定、计量器具准确度的评定及其评定结果的表达。

本规范所研究的测量结果的方差是有限的<sup>①</sup>。除非特别指明,本规范所述处理方法与误差的分布无关。

## 一 测量结果的误差评定

### 1 一般原理

由于存在一些不可避免对测量有影响的原因,导致测量结果中存在误差。

误差的准确值、总体标准差都是未知的,但可以通过重复条件或复现条件下的有限次数测量列的统计计算或其他非统计方法得出它们的评定值。

计算得到的误差和(或)已确定的系统误差,应尽量消除或对结果进行修正。无法修正的部分,在测量不确定度评定中作为随机误差处理。

### 2 测量误差的种类

测量误差是指测量结果与被测量真值之差。它既可用绝对误差表示,也可以用相对误差表示。按其出现的特点,可分为系统误差、随机误差和粗大误差。

#### 2.1 系统误差

在同一被测量的多次测量过程中,保持恒定或以可预知方式变化的测量误差的分量。按其变化规律可分为两类:

a 固定值的系统误差。其值(包括正负号)恒定。如,采用天平称重中标准砝码误差所引起的测量误差分量。

b 随条件变化的系统误差。其值以确定的,并通常是已知的规律随某些测量条件变化。如,随温度周期变化引起的温度附加误差。

#### 2.2 随机误差

在同一量的多次测量过程中,以不可预知方式变化的测量误差分量。它引起对同一量的测量列中各次测量结果之间的差异,常用标准差表征。对标准差以及系统误差中不可掌握的部分的估计,是测量不确定度评定的主要对象。

#### 2.3 粗大误差

指明明显超出规定条件下预期的误差。它是统计的异常值,测量结果带有的粗大误差应按一定规则剔除。

### 3 误差来源及分解

任何详细的误差评定报告,应包括各误差项的完整材料,其中应有评定方法的说明。

#### 3.1 误差来源

设被测量的真值为 $Y_0$ ,而测量结果为 $Y$ ,则绝对误差 $\Delta Y$ 可表示为:

<sup>①</sup> 例如,在晶振频率的误差中,由于噪声导致理论方差发散,而是非有限的。

$$\Delta Y = Y - Y_0 \quad (1.1)$$

本条叙述由测量绝对误差  $\Delta Y$  分解成可以评定的误差分量  $\Delta Y_k$  的法则。

绝对误差可认为是各分量  $\Delta Y_k$  的代数和：

$$\Delta Y = \sum_{k=1}^n \Delta Y_k \quad (1.2)$$

分项时应使 (1.2) 式充分满足。为此，应特别注意主要误差项不应重复或遗漏，并不得混入不应有的成分。

可以近似地认为，误差分量  $\Delta Y_k$  与其产生的原因  $\Delta Q_k$  之间成线性关系。即：

$$\Delta Y_k = C_k \Delta Q_k (k = 1, 2, \dots, m) \quad (1.3)$$

式中， $\Delta Q_k$  是引起  $\Delta Y_k$  的量；而其标准值为  $Q_{kN}$ ； $Q_k$  为误差原因的取值。有：

$$\Delta Q_k = Q_k - Q_{kN} (k = 1, 2, \dots, m) \quad (1.4)$$

(1.3) 式中  $C_k$  为误差原因  $Q_k$  的传播系数。

当忽略误差高次项时，同一原因产生的各项误差往往是十分接近线性关系的。而由不同的并独立控制的原因产生的误差项则是相互独立的。如将一个误差原因引起的误差合并为一个误差项后，则各个误差项亦将彼此独立。

引起误差的原因通常可分为：

- a 测量装置（包括计量器具）的基本误差；
- b 在非标准工作条件下所增加的附加误差；
- c 所用测量原理以及根据该原理在实施测量中的运用和实际操作的不完善引起的方法误差；
- d 在标准工作条件下，被测量值随时间的变化；
- e 被测量因影响量变化引起的变化；
- f 与观测人员有关的误差因素。

### 3.2 间接测量的误差传播系数

设被测量  $Y$  系通过以下函数关系式，自直接测得的量  $X_1, X_2, \dots, X_n$  计算出：

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (1.5)$$

其中，各个量  $X_k$  的误差  $\Delta X_k$ ，均将成为  $\Delta Y$  的一个误差原因，在这些原因彼此相互独立的情况下，各误差原因的传播系数为：

$$C_k = \partial f / \partial X_k \quad (1.6)$$

### 4 用统计学方法评定的不确定度（A类不确定度）

本规范建议在数据处理中，以最小二乘法所得结果为准，并建议测量列的自由度不小于5。

以下被测量  $Y$  既可以是直接测量中的被测量，也可以是间接测量中的直接测量量  $Y_i$  (1.2节)。对于  $Y_k$ ，则有对应的期望估计值  $\hat{E}(Y_k)$  和标准差  $s_k$  等。

#### 4.1 重复条件下的测量列

在重复条件下，对被测量  $Y$  多次测量，获得测量列  $y_i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ )，于是，可得期望估计值  $\hat{E}(Y)$ ；标准差  $s(Y)$ 。

$\hat{E}(Y)$  可认为是削弱了随机误差（但还带有恒定系统误差）的  $Y$  值。期望估计值的标准差用  $s(Y) / \sqrt{n}$  估计。

#### 4.2 误差原因传播系数 $C_i$ 的实验估计

在一个误差原因  $Q_i$  变化而其他原因不变时, 对被测量  $Y$  和  $\Delta Q_i$  进行测量, 获得测量列  $\{y_{ij}; \Delta Q_{ij}\}$ , 可得回归直线:

$$y_i = C_i \Delta Q_i + \Delta Y_{wi} \quad (1.7)$$

这里的  $C_i$  即为 (1.3) 式中的误差原因传播系数的实验估计值。

#### 4.3 测量列测量结果的期望估计值

对重复条件下的测量列  $y_i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ), 测量列的测量结果期望估计值  $\hat{E}(Y)$  是算术平均值  $\bar{y}$ :

$$\hat{E}(Y) = \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad (1.8)$$

#### 4.4 从测量列计算标准差

重复条件下的测量列  $y_i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ), 其标准差  $s$  的计算方法如下:

##### 4.4.1 贝塞尔法

这是本规范建议的基本方法。

$$\begin{aligned} s = s(Y) &= \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \\ &= \sqrt{\frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n y_i \right)^2 \right\}} \end{aligned} \quad (1.9)$$

##### 4.4.2 其他方法

在测量结果接近正态分布, 而且测量列中的次数  $n$  一般不小于 5 (应尽可能大) 时, 为便于计算, 还可采用下列方法:

##### a 最大残差法

$$s = C_n \max |v| \quad (1.10)$$

##### b 最大误差法

$$s = C'_n \max |\Delta Y| \quad (1.11)$$

##### c 分组极差法

当测量列分为  $m$  组, 每组包括  $n$  个测量结果时, 每组均有一个极差。设这  $m$  个极差的平均值为  $\bar{w}$ , 则:

$$s = \frac{1}{C} \bar{w} \quad (1.12)$$

以上 (1.10) 式中  $v$  为残差; (1.11) 式中  $\Delta Y$  为测量误差。在 (1.10) 式与 (1.11) 式中, 均取其绝对值。  $C_n$ 、 $C'_n$  以及  $C$  值见附录 2, 附录 3, 附录 4。

#### 4.5 期望估计值的标准差

当误差原因导致测量结果独立随机变化时, 由测量列的标准差  $s$  乘以  $1/\sqrt{n}$ , 可得期望值  $\hat{E}(Y)$  的标准差。

#### 4.6 两相关测量列协方差、相关系数的计算

同时测量两个量, 得  $y_i$  和  $\Delta Q_i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ), 则其协方差及其相关系数分别估计为:

相关协方差

$$\hat{Cov}(Y, \Delta Q) = \frac{1}{n-1} \left\{ \sum_{i=1}^n y_i \Delta Q_i - \frac{1}{n} \left( \sum_{i=1}^n y_i \right) \left( \sum_{i=1}^n \Delta Q_i \right) \right\} \quad (1.13)$$

相关系数

$$\hat{\rho}(Y, \Delta Q) = \frac{\hat{Cov}(Y, \Delta Q)}{s(Y) \cdot s(\Delta Q)} \quad (1.14)$$

4.7 对同一量具有不同不确定度的测量列的期望估计值及标准差若对同一量  $Y$  进行了  $n$  个不同不确定度的测量, 结果为  $y_i$  ( $i=1, 2, \dots, n$ ), 则  $Y$  的期望估计值  $\hat{E}(Y)$  应为各  $y_i$  的加权平均值:

$$\hat{E}(Y) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i y_i}{\sum_{i=1}^n p_i} \quad (1.15)$$

上式中,  $p_i$  是测量结果  $y_i$  的权。  $p_i$  反比于  $y_i$  的方差值  $\nu(y_i)$ 。

(1.15) 式所得  $\hat{E}(Y)$  的标准差  $s_0$  作如下估计:

$$s_0 = s\{\hat{E}(Y)\} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n p_i \nu_i^2}{(n-1) \sum_{i=1}^n p_i}} \quad (1.16)$$

上式中,  $\nu_i$  为测量结果  $y_i$  的残差, 即:

$$\nu_i = y_i - \hat{E}(Y) \quad (1.17)$$

而测量结果  $y_i$  的标准差  $s_i$  可按下式计算:

$$s_i = s(y_i) = s_0 \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n p_i}{p_i}} \quad (1.18)$$

5 用非统计学方法评定的不确定度 (B类不确定度)

按 (1.3) 式, 误差项可表示为:

$$\Delta Y_k = C_k \cdot \Delta Q_k$$

式中,  $\Delta Q_k$  是引起误差项  $\Delta Y_k$  的原因;  $C_k$  为误差原因传播系数,  $\Delta Y_k$  可用下述非统计学方法评定。

5.1 如能按置信概率  $p \geq 0.95$  确定  $\Delta Y_k$  的极限值  $\max(\Delta Y_k)$  和  $\min(\Delta Y_k)$ , 则:

$$\hat{E}(\Delta Y_k) = \frac{1}{2} \{ \max(\Delta Y_k) + \min(\Delta Y_k) \} \quad (1.19)$$

式中,  $\Delta Y_k$  为扣除其期望后的变量, 即:

$$\Delta \tilde{Y}_k = \Delta Y_k - \hat{E}(\Delta Y_k) \quad (1.20)$$

的测量总不确定度为:

$$U(\Delta \tilde{Y}_k) = \frac{1}{2} \{ \max(\Delta Y_k) \min(\Delta Y_k) \} \quad (1.21)$$

5.2 期望估计值  $\hat{E}(C_k)$  与  $\hat{E}(\Delta Q_k)$  引起的  $\hat{E}(\Delta Y_k)$  及其  $U(\Delta \tilde{Y}_k)$

如能以概率  $p \geq 0.95$  确定误差传播系数  $C_k$  的极限值  $\max(C_k)$  和  $\min(C_k)$  以及误差原因  $\Delta Q_k$  的极限值  $\max(\Delta Q_k)$  和  $\min(\Delta Q_k)$ , 则:

$$\hat{E}(C_k) = \frac{1}{2} \{ \max(C_k) + \min(C_k) \} \quad (1.22)$$

$$U(\tilde{C}_k) = \frac{1}{2} \{ \max(C_k) - \min(C_k) \} \quad (1.23)$$

$$\hat{E}(\Delta Q_k) = \frac{1}{2} \{ \max(\Delta Q_k) + \min(\Delta Q_k) \} \quad (1.24)$$

$$U(\Delta \tilde{Q}_k) = \frac{1}{2} \{ \max(\Delta Q_k) - \min(\Delta Q_k) \} \quad (1.25)$$

用它们估计:

$$\hat{E}(\Delta Y_k) = \hat{E}(C_k) \cdot \hat{E}(\Delta Q_k) \quad (1.26)$$

$$U(\Delta \tilde{Y}_k) = U(\Delta \tilde{Q}_k) \{ |\hat{E}(C_k)| + U(\tilde{C}_k) \} \quad (1.27)$$

### 5.3 标准差 $u_k$ 的获得

由 (1.21) 式及 (1.27) 式所得  $U(\Delta \tilde{Y}_k)$  可除以相应的置信因数  $k$ , 得到类似于  $s_r$  的标准差  $u_k$ 。

因数  $k$  的选择如下:

- 原来的置信概率  $p=95\%$  时, 取 2;
- 原来的置信概率  $p=99.73\%$  时, 取 3;

c 如果  $\Delta Y_k$  变化是由某个有规律变化原因起主要作用, 则按该原因确定其概率分布, 并根据概率分布确定置信因数  $k$  (见右表)。

分布类型	$k$
两点分布	1.0
反正弦分布	1.4
均匀分布	1.7

### 5.4 $\Delta Y_k$ 的期望估计及其标准差

如已知  $C_k$  与  $\Delta Q_k$  的期望  $E(C_k)$  与  $E(\Delta Q_k)$ , 以及其总体标准差的估计值  $\sigma(C_k)$  与  $\sigma(\Delta Q_k)$ , 则按下式估计误差期望及其标准差:

$$\hat{E}(\Delta Y_k) = \hat{E}(C_k) \cdot \hat{E}(\Delta Q_k) \quad (1.28)$$

$$u_k = \sigma(\Delta Y_k) = \sqrt{\{\hat{E}(C_k)\}^2 + \{\sigma(C_k)\}^2 \cdot \hat{\sigma}(\Delta Q_k)} \quad (1.29)$$

## 6 不确定度的综合方法与数据修约

按 (1.2) 式, 误差  $\Delta Y$  可分解为:

$$\sum_{k=1}^m \Delta Y_k$$

而  $\Delta Y_k = C_k \cdot \Delta Q_k$  [按式 (1.3)]. 根据第 4 和 5 条, 分别可确定  $\Delta Y_k$  的期望估计值  $\hat{E}(\Delta Y_k)$  及其标准差估计值  $s_k$  或  $u_k$ 。

### 6.1 已掌握的系统误差的综合

$$\hat{E}(\Delta Y) = \sum_{k=1}^m \hat{E}(\Delta Y_k) \quad (1.30)$$

### 6.2 标准差的综合

合成不确定度  $u$  按下式给出:

$$u = \sqrt{\sum s_i^2 + \sum u_i^2 + 2 \sum_i \sum_{i < j} \hat{Cov}(\Delta Y_i, \Delta Y_j)} \quad (1.31)$$

其中  $\hat{Cov}(Y_i, Y_j)$  为  $\Delta Y_i$  与  $\Delta Y_j$  两分量间协方差的估计值, 当各项彼此独立时, 根号下的



第三项为零。

说明：

a 当同一误差项  $\Delta Y_k$  可以按统计学方法算出其相应的  $s_k$ ，同时也可按非统计学方法算出其  $u_k$  时，只允许在合成不确定度  $u$  中代入其中的一个；

b 由于 (1.31) 式中  $s_i^2$  带有方差，而  $u$  是  $\sigma(\Delta Y)$  带有负偏差的估计值。在自由度  $\nu_i$  均不小于 5 的条件下，作为一种修正，可先按置信概率  $p=0.68$  将式中  $s_i$  及  $u_j$  各自按  $\nu_i$  及  $\nu_{Bj}$  以  $t_p(\nu)$  扩大后再代入 (1.31) 式， $[t_p(\nu)$  之值见附录 1]。

### 6.3 总不确定度 $U$

总不确定度用于测量结果报告，又称报告不确定度。

在数据中不含有可修正的系统误差，而只有未掌握的系统误差和随机误差时，如采用置信概率为 0.68，则  $U=u$ ，即用合成不确定度作为总不确定度；采用置信概率为 0.95，则有：

$$U = 2u \quad (1.32)$$

当合成不确定度  $u$  中的  $s_i$  未按 6.2 条 b 所述方法修正时，则应按下式计算：

$$U = t_p(\nu)u \quad (1.33)$$

式中的  $p$  按所采用的概率，而这里的自由度为区别于  $\nu_i$ ，可称为有效自由度  $\nu_{\text{eff}}$ ，按下式计算：

$$\nu_{\text{eff}} = \frac{u^4}{\sum \frac{s_i^4}{\nu_i} + \sum \frac{u_j^4}{\nu_{Bj}}} \quad (1.34)$$

当仅需计算总不确定度  $U$  时，为计算方便，一般可用误差项  $\Delta Y_k$  的总不确定度  $U(\Delta Y_k)$  直接综合得出  $U$  值；但如有分歧，则以本款上述方法计算结果为准。

### 6.4 相对不确定度和相对总不确定度

相对不确定度指合成不确定度  $u$  的相对值，符号为  $u_r$ ，相对总不确定度指总不确定度  $U$  的相对值，符号为  $U_r$ 。按下式计算：

$$u_r = \frac{u}{y} \quad (1.35)$$

$$U_r = \frac{U}{y} \quad (1.36)$$

上两式中  $y$  为测量结果。

### 6.5 另一个常用的置信概率为 0.99，本规范建议用下式估计：

$$U(p=0.99) = 1.3U \quad (1.37)$$

上式适用于  $\nu$  较大，并接近正态分布的情况。

### 6.6 数据修约

在最后给出的测量结果的表达式中，所有数据应按下列法则修约。

6.6.1 最终的结果应不再含有可修正的系统误差(当作随机误差处理的分量除外)，即应是已修正的测量结果。

6.6.2 总不确定度  $U$  与  $U_r$  只取 1~2 位有效位数。

6.6.3 合成不确定度  $u$  与  $u_r$  或最终测量结果所给出的有效位数的修约间隔与总不确定度修约间隔相同。

**6.6.4** 进舍规则是：拟舍弃数字最左一位小于5时，舍去；大于5时（包括等于5而其后尚有非零的数），进1，即保留的末位加1；拟舍数字最左一位为5，且其后无数字或皆为零时，按所保留的末位为奇数时，则进1，为偶数，则舍弃。

**6.6.5** 最终测量结果一般均按6.6.3修约给出有效位数，必要时，可采用0.5单位或0.2单位修约。

0.5单位修约的方法是：拟修约数乘以2，按给定位数按6.6.3修约后再除以2。

0.2单位修约的方法是：拟修约数乘以5，按给定位数，按6.6.3修约后再除以5。

**7** 测量结果的最终表达形式

**7.1** 设某量 $Y$ 不再含有应修正系统误差之测量结果为 $y$ ，在误差评定后，根据所用置信概率，给出的表达形式有：

$$\begin{aligned} Y &= y \pm U(p = 0.68) \\ Y &= y \pm U \\ Y &= y \pm U(p = 0.99) \end{aligned} \quad (1.38)$$

在 $p=0.95$ 时，不必注明 $p$ 值。

**7.2** 用相对不确定度 $u_r$ 或 $U_r$ 给出时，其表达形式有：

$$\begin{aligned} Y &= y(1 \pm U_r)(p = 0.68) \\ Y &= y(1 \pm U_r) \\ Y &= y(1 \pm U_r)(p = 0.99) \end{aligned} \quad (1.39)$$

**7.3** 当测量结果的表达形式采用了不同于0.95的其他置信概率时，在结果中均应如7.1，7.2例以括弧给出。

**7.4** 无论采取7.1还是7.2的表达形式， $y$ 的计量单位只能出现一次，并列于最后。除非非十进制的单位。

## 二 计量器具准确度的评定

### 8 计量器具随机误差的评定

通过计量器具对某个量按重复条件下的测量列（其次数 $n$ 应足够大），按4.4可计算出它的实验标准差 $s$ 。它定量地给出了该计量器具在给定条件下单次测量的精密程度。本规范推荐置信概率 $p \geq 0.95$ 。必要时，应对重复条件加以说明，特别是影响量的取值。

### 9 计量器具系统误差的评定

往往不能准确给出期望估计值与真值之差。通常用重复条件下测量次数足够大的测量列的算术平均值来估计期望值，而用足够准确度的值作为约定真值。约定真值可以用系统误差明显较小的计量器具和（或）测量方法得到。

#### 9.1 计量仪器

在评定计量仪器的系统误差时，应以重复条件下测量列所给出的平均值减所用被测量的约定真值。如果已知被评定的计量仪器的随机误差相对于其系统误差小到可以忽略的情况下，通常只需要一个示值就够了。这时，其系统误差即为测得值（或平均值）减约定真值之差。

#### 9.2 量具

在评定量具示值的系统误差时，与上述 9.1 中示值相当的是量具的标称值；与约定真值相当的是量具的实际值。这里所谓的实际值其含义为采用足够准确的计量器具和（或）测量方法所得出的误差明显较小的值。因此，量具的系统误差为其标称值减其实际值。

### 9.3 计量器具的引用误差

引用误差是以相对值形式给出的误差。通常以百分数给出。它等于计量器具的绝对误差除以某特定值，这一特定值称为引用值。

引用值通常是仪器测量范围的上限，有时也采用零点两侧测量范围的和，即总量限。检定规程和有关技术文件中应指明。

### 10 计量器具的允许误差

检定规程或有关技术文件等规定的计量器具所允许的误差极限值，称允许误差。

允许误差的上限和下限，设分别为  $\Delta_{\pm}$ ， $\Delta_{\mp}$ （均带正负号），则

$$(\text{约定})\text{真值} + \Delta_{\mp} \leq \text{示值} \leq (\text{约定})\text{真值} + \Delta_{\pm} \quad (2.1)$$

对于量具来说，(2.1) 式中的示值应代之以其标称值。

允许误差可以用绝对误差形式给出，也可以用相对误差的形式给出。

在表达允许误差时，当  $\Delta_{\pm}$  与  $\Delta_{\mp}$  的绝对值相等时，给出一个绝对值  $\Delta$  即可。具体表达式见第 12 条。

对于新制的和使用中的一些计量器具的允许误差，有不同要求时，应在检定规程中指明。

允许误差不应理解为上、下限之间的区间。

### 11 允许误差的表达方式

对于给定种类的计量器具，其允许误差表达方式的选择，应根据该计量器具的计量学性能决定，即：测量原理、过程、用途、影响量和误差随示值变化的特点等。

表达所用的值一般有：绝对误差  $\Delta$ 、引用误差  $\gamma$ ，当被测量不等于零时，可用相对误差  $\Delta_r$ ，由检定规程等技术文件规定。

对于对称情况下的表达如下：

#### 11.1 以绝对误差表示允许误差

11.1.1 如果计量器具的允许误差不随所测之量的大小而改变时，表达为：

$$\Delta = a \quad (2.2)$$

式中， $a$  为以被测量单位（或其分数单位）表示的一个常量或以示值的标尺间隔表示的值。

11.1.2 如果计量器具的允许误差随被测量的大小成线性关系变化时，表达为：

$$\Delta = a + bx \quad (2.3)$$

式中， $x$  为被测量之值； $a$  为一个常量； $b$  为一个常数， $a$  与  $b$  可能是影响量的函数。

11.1.3 如果计量器具的允许误差与被测量大小之间的关系更为复杂时，可用近似的函数形式或图表给出。

#### 11.2 引用允许误差

表示为：

$$\gamma = \frac{\Delta}{x_N} \quad (2.4)$$

式中,  $x_N$  为引用值。

### 11.3 相对允许误差

11.3.1 如果相对允许误差不随被测量大小改变时,

$$\Delta_r = \left| \frac{\Delta}{x} \right| \quad (2.5)$$

式中,  $x$  为被测量之值。

11.3.2 如果允许误差以接近线性关系随被测量大小改变时,

$$\Delta_r = c + d \left( \frac{x_m}{x} - 1 \right) \quad (2.6)$$

式中,  $x_m$  为该计量器具测量范围的上限或测量传感器输入值的变化范围;  $c$  和  $d$  为常数。

11.3.3 如以上给出的表达方式均不适用时, 可采用其他方式, 由检定规程等技术文件规定。

11.4 以上 (2.2) ~ (2.6) 式, 在使用时, 也可在式的右边冠以正负号。

11.5 对于非对称情况下, 应分别给出上、下限, 表达式可参照 (2.2) ~ (2.6) 式。

## 12 准确度等级

准确度等级是指符合一定的计量要求, 使其误差保持在规定极限以内的计量器具的级别或级别。

量具、仪器及测量传感器, 可按其允许误差大小划分其准确度级别。但指零仪器以及为测出某个量值要进行多种读数或把多次的测得值加以运算而给出算术平均值作为测量结果的仪器等, 则可不分准确度级别。

为保证计量器具不超出允许误差, 对于计量器具的每个级别, 都还有计量特性和使用该计量器具时标准工作条件的规定。主要特性和参数有:

a 基本误差;

b 附加误差: 附加误差是指计量器具在非标准条件时所增加的误差。它是由于影响量存在和变化而引起, 如, 温度附加误差; 压力附加误差等;

c 随时间产生的不稳定性;

d 滞后误差。

## 13 准确度级别表达

### 13.1 级别符号

13.1.1 按绝对允许误差表示的计量器具, 其级别用大写拉丁字母、罗马数字或阿拉伯数字表示。必要时还可以用字母附以阿拉伯数字。

13.1.2 用引用允许误差和 11.3.1 表示的计量器具, 用阿拉伯数字表示, 其级别系列应符合检定规程的规定。而且, 常用百分数表示而略去百分符号。

13.1.3 用 11.3.2 表示的计量器具, 其中,  $c$  应大于  $d$ , 而且,  $c$  与  $d$  之值, 其系列应符合检定规程的规定。级别的表达可用  $c/d$ 。例如: 0.02/0.01, 这里的斜线并非除的含义。

13.2 对于包含有两个或多于两个测量范围的计量器具, 可对不同的测量范围规定不同的等级。对于多功能的计量器具, 对不同类的被测量, 可以各自规定其准确度级别。例如, 用于测量直流和交流的电测仪表, 就可以分别规定各自的准确度级别。

#### 14 计量器具的分等

分等的计量器具，其实际值通过检定给出。根据检定结果的总不确定度，可分为若干等。它表明检定结果所给出的实际值的总不确定度不超过某个给定的极限。对于分为若干等的计量器具，也需要相应地规定某些计量性能指标，并应在检定规程等技术文件中指明。对于这类计量器具，可只给明其等别而不必再给出其总不确定度。

#### 15 计量器具是否合格的评定

检定规程中应给出评定计量器具时的标准工作条件、测量方法及是否合格的全部指标。用于确定计量器具的示值误差是否符合给定允许误差要求的测量方法，应具有不小于0.95的置信概率。

在以上条件下，对某一计量器具在评定时，以规定的检定方法得出的测量结果直接确定是否合格。例如：中等准确的500g圆柱形砝码，按OIML建议No. 1，其实际值 $m_i$ 要求： $500\text{g} \leq m_i \leq 500.1\text{g}$ 。如果按规定的检定方法检定某砝码之质量正好等于500g，应作为合格。

### 附 录 1

不同置信概率 $p$ 下，自由度 $\nu=n-1$ 的 $t$ 分布的 $t_p(\nu)$ 值

表 1

$n$ \ $p$	0.6827	0.95	0.99	$n$ \ $p$	0.6827	0.95	0.99
2	1.84	12.71	63.66	13	1.04	2.18	3.05
3	1.32	4.30	9.92	14	1.04	2.16	3.01
4	1.20	3.18	5.84	15	1.04	2.14	2.98
5	1.14	2.78	4.60	16	1.03	2.13	2.95
6	1.11	2.57	4.03	20	1.03	2.09	2.86
7	1.09	2.45	3.71	30	1.02	2.05	2.76
8	1.08	2.36	3.50	40	1.01	2.02	2.71
9	1.07	2.31	3.36	50	1.01	2.01	2.68
10	1.06	2.26	3.26	60	1.01	2.00	2.66
11	1.05	2.23	3.17	200	1.00	1.97	2.60
12	1.05	2.20	3.11	超过 200	1.00	1.96	2.58

### 附 录 2

最大残差法的 $C_n$ 值

表 2

$n$	2	3	4	5	6	7
$C_n$	1.77	1.02	0.83	0.74	0.68	0.64
$n$	8	9	10	15	20	
$C_n$	0.61	0.59	0.57	0.51	0.48	

附录 3  
最大误差法的  $C'_n$  值

表 3

$n$	1	2	3	4	5	6
$C'_n$	1.25	0.88	0.75	0.68	0.64	0.61
$n$	7	8	9	10	15	20
$C'_n$	0.58	0.56	0.55	0.53	0.49	0.46

附录 4  
分组极差法的  $C$  值

表 4

$n \backslash m$	1	2	3	4	5	10
2	1.41	1.28	1.23	1.21	1.19	1.16
3	1.91	1.81	1.77	1.75	1.74	1.72
4	2.24	2.15	2.12	2.11	2.10	2.08
5	2.48	2.40	2.38	2.37	2.36	2.34
6	2.67	2.60	2.58	2.57	2.56	2.55
7	2.83	2.77	2.75	2.74	2.73	2.72
8	2.96	2.91	2.89	2.88	2.87	2.86
9	3.08	3.02	3.01	3.00	2.99	2.98
10	3.18	3.13	3.11	3.10	3.10	3.09

附录 5  
举 例

例 1 对某量  $A$  在重复测量条件下, 得  $n=12$  次的值 (本例中略去单位)  $A_i$  分别为:  
1011.5; 1011.0; 1012.3; 1013.5;  
1014.1; 1010.6; 1010.8; 1014.1;  
1013.0; 1010.5; 1011.2; 1012.0。

平均值 
$$\bar{A} = \frac{1}{12} \sum A_i = 1012.0$$

设其系统误差可忽略不计。

标准差 
$$s(A) = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (A_i - \bar{A})^2} = 1.3$$

取  $p=0.95$ ,  $n=12$ , 查附录 1 得:

$$t_{0.95}(11) = 2.20$$

$$U = 2.20 \times 1.3 / \sqrt{12} = 0.83$$

得

$$A = 1012.0 \pm 0.8$$

例 2 在测长机上测得某轴的结果为 40.0010mm, 其中含有不确定度分量为:

- a 由于读数给出的标准差:  $s_1 = 0.17\mu\text{m}$ ,  $\nu_1 = 6$ ;
- b 由于测长机主轴不稳定性给出的标准差:  $s_2 = 0.10\mu\text{m}$ ,  $\nu_2 = 5$ ;
- c 测长机标尺不确定度, 按证书:  $u_1 = 0.05\mu\text{m}$ ;
- d 由于温度给出的不确定度, 按证书给出的参数计算为:  $u_2 = 0.05\mu\text{m}$ 。

以上各分量彼此独立。

算法 1: (1.30) 式按 6.2b 修正,

查附录 1  $p_{0.68}(6) = 1.09$ ;  $p_{0.68}(5) = 1.11$

$$u = \sqrt{(1.09s_1)^2 + (1.11s_2)^2 + u_1^2 + u_2^2} = 0.224\mu\text{m}$$

$$U = 2u = 0.45\mu\text{m}$$

算法 2: 按 (1.33) 式

$$u = \sqrt{s_1^2 + s_2^2 + u_1^2 + u_2^2} = 0.210\mu\text{m}$$

有效自由度 (1.34) 式

$$\nu = u^4 / \left( \frac{s_1^4}{\nu_1} + \frac{s_2^4}{\nu_2} + u_1^4 + u_2^4 \right) = 11$$

由表 1 (附录 1) 查得

$$t = 2.20, \text{得 } U = t_p(\nu)u = 0.46\mu\text{m}$$

因而, 以上两种方法所得结果分别为:

$$l = (40.0010 \pm 0.00045)\text{mm}$$

$$l = (40.0010 \pm 0.00046)\text{mm}$$

两者总不确定度  $U$  之间相差约 2%。可忽略不计。

例 3

a 标称容量为 500cm<sup>3</sup> 的玻璃量瓶, 按 OIML 国际建议 No. 43, 允许误差  $\Delta = 0.50\text{cm}^3$ , 因而, 该量瓶的实际容量  $V$  处于以下范围:

$$(500 - 0.50)\text{cm}^3 \leq V \leq (500 + 0.50)\text{cm}^3$$

b 体温计按 OIML 国际建议 No. 7,  $\Delta_L = 0.1^\circ\text{C}$ ;  $\Delta_F = -0.15^\circ\text{C}$ 。因此, 用该体温计给出示值为  $t$  时, 与其真值  $t_i$  之间的关系为:

$$t_i - 0.15^\circ\text{C} \leq t \leq t_i + 0.1^\circ\text{C}$$

c 中等准确的 500g 砝码, 按 OIML 国际建议 No. 1, 其质量的允许偏差 (新生产的) 为  $\Delta_F = -100\text{mg}$ ;  $\Delta_L = 0\text{mg}$ 。它的实际值  $m_i$  与标称值之间有:

$$m_i - 100\text{mg} \leq 500\text{g} \leq m_i + 0$$

由此得

$$m_i \leq 500\text{g} + 100\text{mg}$$

$$m_i \geq 500\text{g} - 0\text{mg}$$

即

$$500\text{g} \leq m_i \leq 500.1\text{g}$$