



中华人民共和国国家标准

GB/T 18459—2001

传感器主要静态性能指标 计算方法

Methods for calculating the main static
performance specifications of transducers

2001-10-08 发布

2002-05-01 实施

中华人民共和国
国家质量监督检验检疫总局 发布

目 次

前言	1
1 范围	1
2 定义	1
3 单项静态性能指标的计算方法	4
4 不确定度及其他综合静态性能指标的计算方法	13
附录 A(标准的附录) 线性度计算的一般原理及计算示例	17
附录 B(标准的附录) 符合度计算的一般原理及计算示例	21
附录 C(标准的附录) 传感器分项性能指标和综合性能指标计算示例	25
附录 D(标准的附录) 变送器分项性能指标和综合性能指标计算示例	32
附录 E(标准的附录) 传感器等精度性的检验	35
附录 F(提示的附录) 原始数据的预处理	36
附录 G(提示的附录) 传感器不确定度计算的基本原理	40
附录 H(提示的附录) 参考文献	41

前 言

本标准尽可能与国际电工委员会(IEC)的 IEC 60770 和 IEC 61298 标准的有关内容接轨,以及与美国科学仪器制造商协会(SAMA)的 PMC 20.1 等标准的有关内容接轨;吸收了国内外其他有关仪表与传感器标准中某些技术思想和传统作法;采用了国内外有关传感器性能指标计算方法的某些研究成果。

本标准的附录 A、附录 B、附录 C、附录 D、附录 E 是标准的附录;附录 F、附录 G 和附录 H 是提示的附录。

本标准由中国机械工业联合会提出。

本标准由仪器仪表元器件标准化技术委员会归口。

本标准由北京航空航天大学、沈阳仪器仪表工艺研究所负责起草。主要参加起草单位:西北工业大学、航天工业总公司 708 研究所、中国计量科学研究院、上海交通大学、上海工业自动化仪表研究所、航空工业总公司 304 研究所、航空工业总公司 634 研究所、电子工业部第 49 研究所、中国兵器工业第 208 研究所。

本标准主要起草人:孙德辉、徐学峰、孙希任、项冀平、刘智敏、俞朴、陈诗恩、张力、史荣祥、王善慈、宋光威。

本标准委托北京航空航天大学、沈阳仪器仪表工艺研究所负责解释。

中华人民共和国国家标准

传感器主要静态性能指标 计算方法

GB/T 18459—2001

Methods for calculating the main static
performance specifications of transducers

1 范围

本标准规定了一般传感器主要静态性能指标的定义和计算方法。

本标准适用于研制、生产、使用过程中传感器主要静态性能指标的计算,也适用于制定或修订各种传感器的产品标准。

2 定义

本标准采用下列定义。

2.1 基本术语

2.1.1 静态特性 static characteristics

被测量处于不变或缓变情况下,输出与输入之间的关系。

注

1 传感器的静态特性包括多种性能指标,可通过静态校准来确定。

2 传感器的静态性能指标,通常应标注其适用的温度范围。

2.1.2 静态校准 static calibration

在规定的静态测试条件下,获取静态特性的过程。

2.1.3 测量范围 measuring range

在保证性能指标的前提下,用最大被测量(测量上限)和最小被测量(测量下限)表示的区间。

2.1.4 量程 span

又称满量程输入(full-span input),为测量上限与测量下限的代数差。

2.1.5 满量程输出 full-span output

又称校准满量程输出,为工作特性所决定的最大输出和最小输出的代数差。

2.1.6 线性 linearity

输出—输入特性接近或偏离某一直线的性质。

2.1.7 符合性 conformity

输出—输入特性接近或偏离某一曲线的性质。

2.1.8 参比特性 reference characteristics

用作参考和比对的方程或曲线。

注

1 参比特性可在一定的使用场合起着约定真值的作用。

2 参比特性主要用于传感器的线性度、符合度和线性度(符合度)加回差的计算。

2.1.9 工作特性 working characteristics

中华人民共和国国家质量监督检验检疫总局 2001-10-08 批准

2002-05-01 实施

用作约定真值的输出—输入特性的方程或曲线。

注：工作特性体现了线性度（符合度）、回差和重复性的综合作用。

2.1.10 使用特性 utilization characteristics

被测量与输出量之间关系的特性。

注：使用特性是在某些场合下使用传感器时所需要的。

2.1.11 线性传感器 linear transducer

工作特性用直线方程表示的传感器。

2.1.12 非线性传感器 non-linear transducer

工作特性用曲线方程表示的传感器。

2.2 静态校准特性

2.2.1 正行程实际平均特性 up-travel actual average characteristics

正行程各校准点上一组测量值的算术平均值点的连接曲线。

2.2.2 反行程实际平均特性 down-travel actual average characteristics

反行程各校准点上一组测量值的算术平均值点的连接曲线。

2.2.3 正、反行程实际平均特性 up-travel and down-travel actual average characteristics

各校准点的正、反行程算术平均值的平均值点的连接曲线，又称实际特性（曲线）。

2.3 静态性能指标

2.3.1 分辨力 resolution

在整个输入量程内都能产生可观测的输出量变化的最小输入量变化。

2.3.2 灵敏度 sensitivity

输出变化量与相应的输入变化量之比。

2.3.3 回差 hysteresis

在输入量作满量程变化时，对于同一输入量，传感器的正、反行程输出量之差。

2.3.4 重复性 repeatability

在一段短的时间间隔内，在相同的工作条件下，输入量从同一方向作满量程变化，多次趋近并到达同一校准点时所测量的一组输出量之间的分散程度。

2.3.5 线性度 linearity

正、反行程实际平均特性曲线相对于参比直线的最大偏差，用满量程输出的百分比来表示。

注

1 随参比直线的不同，有多种线性度。

2 线性度应加以限定，不加限定词的线性度即指独立线性度。

2.3.5.1 绝对线性度 absolute linearity

参比直线为规定直线的线性度，又称理论线性度。

注

1 绝对线性度反映的是线性精度，与其他几种线性度的性质绝然不同。

2 参比直线应根据传感器特性的使用要求确定。

2.3.5.2 端基线性度 terminal-based linearity

参比直线为端基直线的线性度。

注：端基直线为实际平均输出特性的首、末两端点的连线。

2.3.5.3 平移端基线性度 shifted terminal-based linearity

参比直线为平移端基直线的线性度。

注

1 平移端基直线和端基直线具有相同的斜率，但应通过平移把实际特性对它的最大偏差减至最小。

2 当实际特性曲线呈单调增大或单调减小性质时，平移端基直线即为最佳直线。

2.3.5.4 零基线性度 zero-based linearity

参比直线为零基直线的线性度。

注

1. 零基直线为一条经过传感器理论零点的直线,但应通过改变斜率把传感器实际特性对它的最大偏差减至最小。
2. 零基直线又称为强制过零的最佳直线。

2.3.5.5 前端基线性度 front terminal-based linearity

参比直线为前端基直线的线性度。

注

1. 前端基直线通过传感器实际特性的前端点,但应通过改变斜率把传感器实际特性对它的最大偏差减至最小。
2. 前端基直线,在国外有些标准和文献中则称之为零基直线。

2.3.5.6 独立线性度 independent linearity

参比直线为最佳直线的线性度。

注

1. 最佳直线为既相互最靠近而又能包容传感器正、反行程实际平均特性曲线的两条平行直线的中位线。
2. 最佳直线能保证传感器实际特性对它的最大偏差为最小。

2.3.5.7 最小二乘线性度 least-squares linearity

参比直线为最小二乘直线的线性度。

注:最小二乘直线应保证传感器实际特性对它的偏差的平方和为最小。

2.3.6 符合度 conformity

正、反行程实际平均特性曲线相对于参比曲线的最大偏差,用满量程输出的百分比来表示。

注

1. 随参比曲线的不同,有多种符合度。
2. 符合度应加以限定,不加以限定词的符合度即指独立符合度。

2.3.6.1 绝对符合度 absolute conformity

参比曲线为规定曲线的符合度,又称理论符合度。

注

1. 绝对符合度的参比曲线是事先规定好的,它反映的是符合精度,与其他几种符合度的性质绝然不同。
2. 参比曲线应根据传感器特性的使用要求来确定。

2.3.6.2 端基符合度 terminal-based conformity

参比曲线为端基曲线的符合度。

注:端基曲线应通过传感器实际特性曲线的首、末两端点,并把传感器实际特性对它的最大偏差减至最小。

2.3.6.3 零基符合度 zero-based conformity

参比曲线为零基曲线的符合度。

注

1. 零基曲线应通过传感器的理论零点,并把传感器实际特性对它的最大偏差减至最小。
2. 零基曲线又称为强制过零的最佳曲线。

2.3.6.4 前端基符合度 front terminal-based conformity

参比曲线为前端基曲线的符合度。

注

1. 前端基曲线应通过传感器正、反行程实际平均曲线的前端点,并把传感器实际特性对它的最大偏差减至最小。
2. 前端基曲线,在国外有些标准和文献中则称之为零基曲线。

2.3.6.5 独立符合度 independent conformity

参比曲线为最佳曲线的符合度。

注:最佳曲线应保证传感器实际特性对它的最大偏差为最小。

2.3.6.6 最小二乘符合度 least-squares conformity

参比曲线为最小二乘曲线的符合度。

注：最小二乘曲线应保证传感器实际特性对它的偏差的平方和为最小。

2.3.7 线性度加回差 combined linearity and hysteresis

为传感器系统误差的极限值。

2.3.8 不确定度 uncertainty

表征被测量的真值在某个范围的一种评定结果。它是合理赋予被测量之值的分散性的一个参数，而且它也是与测量结果相联系的一个参数。

注：不确定度能更合理地从定性和定量两方面表示测量结果的性质。

2.3.9 总不确定度 total uncertainty

又称基本不确定度，是在规定的条件下进行静态校准和按规定的计算方法所得到的一种不确定度。

注：在本标准中，总不确定度是线性度加回差加重复性的一种组合（combined linearity, hysteresis and repeatability），体现它们的联合作用，不是简单相加。

2.3.10 零点输出漂移 zero drift

在规定的时间内，零点输出仅随时间的变化，通常用满量程输出的百分比来表示。

2.3.11 满量程输出漂移 drift of output span

在规定的时间内，满量程输出仅随时间的变化，通常用满量程输出的百分比来表示。

注：如果规定的考核时间很长，例如数月到数年，本指标通常又称为长期稳定性（long-term stability）。

2.3.12 热零点偏移 thermal zero shift

由环境温度变化所引起的零点输出变化，通常用单位温度的满量程输出的百分比来表示。

2.3.13 热满量程输出偏移 thermal shift of output span

由环境温度变化所引起的满量程输出变化，通常用单位温度的满量程输出的百分比来表示。

3 单项静态性能指标的计算方法

3.1 静态校准特性的建立

3.1.1 静态校准的一般要求

a) 静态校准的环境条件及操作要求，应根据被校传感器的类型及准确度等级由相应的产品标准规定。

b) 校准系统应提供标准被测量的标准源、激励电源及传感器校准所需的检测仪表等，其总不确定度（基本不确定度）应优于被校传感器的总不确定度（基本不确定度）。一般，前者应不超过后者的 1/3，具体要求由相应的产品标准规定。

c) 传感器静态校准应在整个输入量程内进行，校准点通常应包括零点和满量程点，并均布取 $m=5 \sim 11$ 点；校准循环一般取 $n=3 \sim 5$ 次。校准所得原始数据应尽可能不含可疑数据和不合理数据（见附录 E），以保证校准的可靠性和计算结果的正确性。

注

1 如不能实现均匀安排校准点，可允许在一个端点处不均匀，具体校准点数可由相应的产品标准规定。

2 如果实际条件不允许，也可只作一个循环，并只计算线性度和回差；或只作一个单行程，而只计算线性度，具体的校准循环次数可由相应的产品标准规定。

d) 传感器的实际特性是通过传感器的静态校准来获取的。原始数据、计算过程和计算结果所用数字的有效位数应根据被校传感器的总不确定度来确定。

3.1.2 静态校准特性的计算

3.1.2.1 正行程实际平均特性 ($\bar{y}_{a,i}$)

计算公式如下：

$$\bar{y}_{a,i} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n y_{a,i,j} \quad \dots\dots\dots (1)$$

式中: $\bar{y}_{0,i}$ ——正行程第 i 个校准点处的一组测量值的算术平均值;

$y_{0,ij}$ ——正行程第 i 个校准点处的第 j 个测量值 ($i=1\sim m; j=1\sim n$)。

3.1.2.2 反行程实际平均特性 ($\bar{y}_{d,i}$)

计算公式如下:

$$\bar{y}_{d,i} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n y_{d,ij} \quad \dots\dots\dots (2)$$

式中: $\bar{y}_{d,i}$ ——反行程第 i 个校准点处的一组测量值的算术平均值;

$y_{d,ij}$ ——反行程第 i 个校准点处的第 j 个测量值。 ($i=1\sim m; j=1\sim n$)。

3.1.2.3 正、反行程实际平均特性 ($\bar{y}_i$)

又称传感器实际特性,或总平均特性,计算公式如下:

$$\bar{y}_i = \frac{1}{2} (\bar{y}_{0,i} + \bar{y}_{d,i}) \quad \dots\dots\dots (3)$$

3.2 量程 (x_{FS})

量程的计算公式如下:

$$x_{FS} = x_{\max} - x_{\min} \quad \dots\dots\dots (4)$$

式中: $x_{\max}$ ——测量范围的上限值;

$x_{\min}$ ——测量范围的下限值。

3.3 满量程输出 (Y_{FS})

满量程输出的计算公式如下:

$$Y_{FS} = Y_{\max} - Y_{\min} \quad \dots\dots\dots (5)$$

式中: $Y_{\max}$ ——工作特性所决定的最大输出值;

$Y_{\min}$ ——工作特性所决定的最小输出值。

注

- 1 凡拟合特性(如参比特性或工作特性)、给定特性(对变送器等的)输出值用大写 Y 表示,实测的输出值用小写 y 表示。
- 2 如果仅为求传感器的单项性能指标,可以用该单项性能指标所用的拟合(参比)特性所决定的最大与最小输出值的代数差来代替满量程输出 Y_{FS} 。
- 3 对于线性传感器和具有单调特性的非线性传感器也可用 $Y_{FS} = Y(x_{\max}) - Y(x_{\min})$ 计算。
- 4 在要求不高的场合,允许使用实际满量程输出 ($Y_{FS} = y_{\max} - y_{\min}$)。

3.4 分辨力 (R_x)

计算公式如下:

$$R_x = \max |\Delta x_{i,\min}| \quad \dots\dots\dots (6)$$

式中: $\Delta x_{i,\min}$ ——在第 i 个测量点上能产生可观测输出变化的最小输入变化量;

$\max |\Delta x_{i,\min}|$ ——在整个量程内取最大的 $\Delta x_{i,\min}$,即得传感器在整个量程内都能产生可观测输出变化的最小输入变化量。

注:死区和阈值一般视为传感器零位处的分辨力。

3.5 灵敏度 (s_i)

传感器在第 i 测量点处的灵敏度可用下式计算:

$$s_i = \lim_{\Delta x_i \rightarrow 0} \left(\frac{\Delta Y_i}{\Delta x_i} \right) = \frac{dY_i}{dx_i} \quad \dots\dots\dots (7)$$

式中: Δx_i ——在第 i 个测量点上传感器的输入变化量;

ΔY_i ——在第 i 个测量点上由 Δx_i 引起的传感器的输出变化量。

线性传感器的灵敏度为一常数,计算公式如下:

$$s = \frac{Y_{\max} - Y_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} \quad \dots\dots\dots (8)$$

注

1 灵敏度是一个有量纲的量,其量纲取决于传感器输出量的量纲和输入量的量纲。

2 式(8)也可用来计算非线性传感器的平均灵敏度。

3.6 回差(ξ_H)

计算公式如下:

$$\xi_H = \frac{\Delta Y_{H,\max}}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (9)$$

$$\Delta Y_{H,\max} = \max |\bar{y}_{d,i} - \bar{y}_{u,i}|$$

式中: $\bar{y}_{d,i}$ ——反行程实际平均特性;

$\bar{y}_{u,i}$ ——正行程实际平均特性。

注:本标准定义的回差包含死区。这与 IEC 60770 和 IEC 61298 等多数标准的作法一致。

3.7 重复性(ξ_R)

3.7.1 计算方法

传感器的重复性是其偶然误差的极限值。传感器在某校准点处的重复性可计算为在该校准点处的一组测量值的样本标准偏差在一定置信度下的极限值,并以其满量程输出的百分比来表示,而传感器的重复性则取为各校准点处重复性的最大者。计算公式如下:

$$\xi_R = \frac{c S_{\max}}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (10)$$

式中: c ——包含因子, $c = t_{0.95}$;

$S_{\max}$ ——最大的样本标准偏差,可从 m 个校准点的 $2m$ 个标准偏差的估值 S 中选取最大者。

注:传感器如果只能做单行程校准,则可不计算重复性。

3.7.2 包含因子的确定

传感器的校准试验,一般只作 $n=3\sim 5$ 个循环,其测量值属于小样本。对于小样本, t 分布比正态分布更符合实际情况。本标准规定按 t 分布取包含因子(coverage factor) $c = t_{0.95}$ (保证 95% 的置信度)。若有需要,不取 $c = t_{0.95}$,则应事先声明。 $t_{0.95}$ 与自由度 f ,或与校准循环数 n (在本情况下, $f = n - 1$) 和置信度(本标准取 95%)有关(见表 1)。

表 1

n	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$t_{0.95}$	12.706	4.303	3.182	2.776	2.571	2.447	2.365	2.306	2.262

3.7.3 样本标准偏差的计算

3.7.3.1 贝塞尔(Bessel)公式法

正行程第 i 校准点处的样本标准偏差 $S_{u,i}$ 和反行程第 i 校准点处的样本标准偏差 $S_{d,i}$,可用下面两个公式分别计算:

$$S_{u,i} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (y_{u,i,j} - \bar{y}_{u,i})^2}{n-1}} \quad \dots\dots\dots (11)$$

$$S_{d,i} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (y_{d,i,j} - \bar{y}_{d,i})^2}{n-1}} \quad \dots\dots\dots (12)$$

式中: $\bar{y}_{u,i}$ ——正行程第 i 个校准点处的一组测量值的算术平均值;

$y_{u,i,j}$ ——正行程第 i 个校准点处的第 j 个测量值 ($i=1\sim m; j=1\sim n$);

$\bar{y}_{d,i}$ ——反行程第 i 个校准点处的一组测量值的算术平均值；

$y_{d,i,j}$ ——反行程第 i 个校准点处的第 j 个测量值 ($i=1\sim m; j=1\sim n$)；

n ——测量循环数。

3.7.3.2 极差法

正行程第 i 校准点处的样本标准偏差 $S_{u,i}$ 和反行程第 i 校准点处的样本标准偏差 $S_{d,i}$ ，可用下面两个公式分别计算：

$$S_{u,i} = \frac{W_{u,i}}{d_R} \quad \dots\dots\dots (13)$$

$$S_{d,i} = \frac{W_{d,i}}{d_R} \quad \dots\dots\dots (14)$$

式中： $W_{u,i}$ ——正行程第 i 个校准点处的极差，即在第 i 个校准点处的一组 n 个测得值中最大值与最小值之差的绝对值；

$W_{d,i}$ ——反行程第 i 个校准点处的极差，即在第 i 个校准点处的一组 n 个测得值中最大值与最小值之差的绝对值；

d_R ——极差系数，它取决于校准循环数 n ，即某校准点处的测量次数或样本容量 n 。极差系数 d_R 与校准循环数 n 的关系见表 2。

表 2

n	2	3	4	5	6	7	8	9	10
d_R	1.128	1.693	2.059	2.326	2.534	2.704	2.847	2.970	3.078

注

1 极差法比贝塞尔公式法稍简便，但所算出的样本标准偏差 S 的数值一般稍偏大。

2 计算 S ，若不指明何种方法，即指贝塞尔公式法。若发生争执，以用贝塞尔公式法为准。

3.7.4 传感器样本标准偏差的选取

3.7.4.1 如果校准点为 m 个（通常取 $m=5\sim 11$ ），便可算出 $2m$ 个样本标准偏差 S 。本标准规定选择最大的一个 S （即最大标准偏差 $S_{\max}$ ）来参与式 10 的计算，以求出作为单项性能指标的传感器的重复性。

3.7.4.2 本标准允许使用者作为一个选项，根据附录 E 的方法，对被校传感器进行等精度性检验。等精度传感器各测量点处的方差具有相同的数学期望，因而可用平均方差来代替各测量点处的方差。所以，如果判定出被校传感器为等精度传感器，便可不取其最大标准偏差 $S_{\max}$ ，而取其平均标准偏差 S_{av} 来计算重复性， S_{av} 的计算公式如下：

$$S_{av} = \sqrt{\frac{1}{2m} \left(\sum_{i=1}^m S_{u,i}^2 + \sum_{i=1}^m S_{d,i}^2 \right)} \quad \dots\dots\dots (15)$$

如不进行被校传感器的等精度性检验，或检验不通过，则应仍按 3.7.4.1 的要求，即按不等精度传感器的要求来计算重复性。

注

1 本节所算出的传感器的重复性主要供同类传感器在性能评定中比较之用，其数值并非一定可在实际使用中观测到。此外，按上述方法算出的各校准点处的重复性将作为传感器各校准点处的总偶然误差，参与传感器的总不确定度的计算。

2 规定选择 $S_{\max}$ 来参与传感器的重复性的计算。这与 IEC 60770 和 IEC 61298 等多数标准的作法一致。

3 在列出传感器计算出的重复性时，如果未标明按等精度传感器计算，即指按不等精度传感器计算。

3.8 线性度 (ξ_L)

3.8.1 计算传感器线性度的一般公式

$$\xi_L = \frac{\Delta Y_{L,\max}}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (16)$$

$$\Delta Y_{L,\max} = \max(\bar{y}_i - Y_i)$$

式中: $\Delta Y_{L,\max}$ ——传感器的实际特性曲线对参比直线的最大偏差;

$\bar{y}_i$ ——传感器在第 i 个校准点处的总平均特性值;

Y_i ——传感器在第 i 个校准点处的参比特性值;

Y_{FS} ——传感器的满量程输出。

注

1 $\Delta Y_{L,\max}$ 的求法示例:

(1) 按传感器的正、反行程实际平均特性 ($\bar{y}_i$), 用最佳直线作参比直线来求, 这样便可计算出独立线性度。

(2) 按传感器的正、反行程实际平均特性 ($\bar{y}_i$), 用工作特性直线作参比直线来求, 这样便可计算出绝对线性度。

2 上述第二种方法算出的结果将不同程度地含有回差和重复性的成分, 不是严格意义上的线性度。

3 如果不加说明, 线性度皆指 $\Delta Y_{L,\max}$ 按上述第一种方法算出的结果, 即独立线性度。

4 在某些使用场合, 如果需要, 也可以不用 $\bar{y}_i$, 而用一组校准数据来计算线性度。

3.8.2 绝对线性度 ($\xi_{l,ab}$)

规定好参比直线方程, 计算公式见式(16)。

注

1 在几种线性度中, 绝对线性度的要求最严。如果需要传感器具有互换性, 就必须采用绝对线性度。

2 变送器具有给定的线性特性, 故采用绝对线性度。

3 具有数字显示的传感器或变送器, 其示值读数与被测量之间的线性关系 $Y_{ab} = x$ 属于事先规定, 采用绝对线性度。

3.8.3 端基线性度 ($\xi_{l,te}$)

计算方法原理见图 1, 计算公式见式(16)。

端基直线方程的计算, 公式如下:

$$Y_{te} = y_{\min} + \frac{\bar{y}_{\max} - \bar{y}_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} x_{\min} + \frac{\bar{y}_{\max} - \bar{y}_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} x \quad \dots\dots\dots (17)$$

或

$$Y_{te} = a + bx \quad \dots\dots\dots (18)$$

式中: $b = \frac{\bar{y}_{\max} - \bar{y}_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}}$ ——端基直线斜率;

$a = \bar{y}_{\min} - bx_{\min}$ ——端基直线截距;

$\bar{y}_{\max}, \bar{y}_{\min}$ ——传感器实际特性的最大值与最小值;

$x_{\max}, x_{\min}$ ——传感器的最大与最小输入值。

注

1 端基直线求法简便, 且易于用电桥检测电路实现。

2 端基线性度与其他线性度相比, 计算结果一般偏大。

3.8.4 平移端基线性度 ($\xi_{l,st}$)

计算公式见式(16)。

作为参比特性的平移端基直线方程, 其端基直线方程的计算方法见 3.8.3, 平移方法见附录 A 中的 A.2.2.1。

注: 平移端基线性度可在要求不太高的某些场合近似代替独立线性度。

3.8.5 零基线性度 ($\xi_{l,zk}$)

计算方法原理见图 2, 计算公式见式(16)。

按照定义, 可以写出作为参比特性的零基直线方程:

$$Y_{ze} = bx \quad \dots\dots\dots (19)$$

式中: b ——零基直线斜率, 即传感器理论零点 ($x=0, y=0$) 和最小的最大正、负偏差点的重心点连线的斜率。

零基直线的计算方法见附录 A 中 A1。

注：传感器的工作特性如能用零基直线表示，其方程形式简单、使用简便。

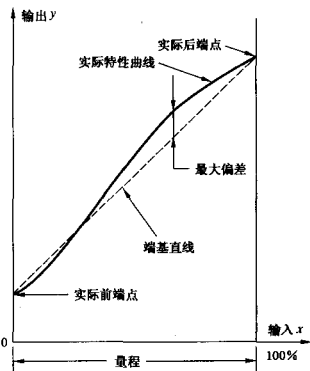


图 1 端基线性度的计算方法原理

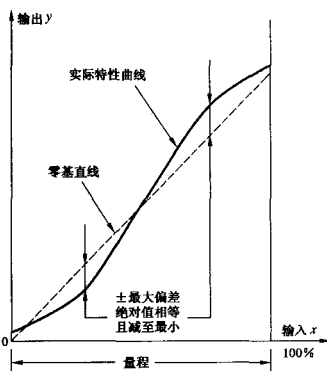


图 2 零基线性度的计算方法原理

3.8.6 前端基线性度($\xi_{L.f.c}$)

计算方法原理见图 3, 计算公式见式(16)。

前端基直线的计算方法见附录 A。

注

- 1 前端基直线的计算方法和求零基直线的方法相似，只是每次的逼近直线都具有一个截距，其数值为前端点的 y 坐标值。
- 2 如果传感器具有调整手段，可通过坐标平移，使前端基直线通过理论零点，即构成零基直线。
- 3 前端基线性度一般优于零基线性度，并能使传感器零点附近的偏差较小。

3.8.7 独立线性度($\xi_{L.in}$)

计算方法原理见图 4, 计算公式见式(16)。

最佳直线的计算方法见附录 A 中 A2。

注

- 1 在各种线性度中，独立线性度数值最小。在需要精确评定线性度时，尽可能采用独立线性度。
- 2 如果变送器具有调整手段，可通过调平移和调斜率，而把最佳直线调成所规定的直线，以获得最高的绝对线性度。
- 3 线性度应加限定词，不加限定词的线性度即指独立线性度。

3.8.8 最小二乘线性度($\xi_{L.h}$)

计算公式见式(16)。

作为参比特性的最小二乘直线，应保证传感器实际特性对它的偏差的平方和为最小。最小二乘直线方程为：

$$Y_h = a + bx \quad \dots\dots\dots (20)$$

式中： Y_h ——传感器的理论输出；

a, b ——分别为最小二乘直线的截距和斜率；

x ——传感器的实际输入。

最小二乘直线的截距和斜率可通过传感器实际特性的直线拟合求出，计算公式如下：

$$a = \frac{\sum x_i^2 \cdot \sum y_i - \sum x_i \cdot \sum x_i y_i}{m \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} \quad \dots\dots\dots (21)$$

$$b = \frac{m \sum x_i \bar{y}_i - \sum x_i \cdot \sum \bar{y}_i}{m \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} \quad \dots\dots\dots (22)$$

式中: $\sum x_i = x_1 + x_2 + \dots + x_m$;

$\sum \bar{y}_i = \bar{y}_1 + \bar{y}_2 + \dots + \bar{y}_m$;

$\sum x_i \bar{y}_i = x_1 \bar{y}_1 + x_2 \bar{y}_2 + \dots + x_m \bar{y}_m$;

$\sum x_i^2 = x_1^2 + x_2^2 + \dots + x_m^2$;

x_i ——传感器在第 i 个校准点处的输入值;

$\bar{y}_i$ ——传感器在第 i 个校准点处的实际特性值;

m ——校准点数。

注

- 1 最小二乘直线不能保证最大偏差为最小。
- 2 为减少偏差,可将最小二乘直线平移,使最大正、负偏差绝对值相等。
- 3 最小二乘直线或平移最小二乘直线可在要求不太高的场合代替最佳直线,以便近似求独立线性度。

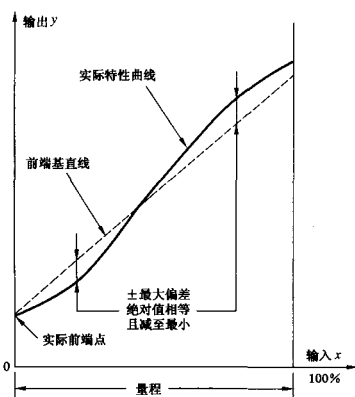


图3 前端基线性度的计算方法原理

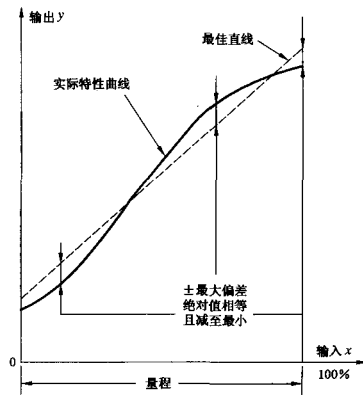


图4 独立线性度的计算方法原理

3.9 符合度(ξ_c)

符合度只有在确定了拟合函数形式后才有意义。而且,只有在相同的拟合函数形式下,才可以对不同的传感器比较其符合性的优劣。根据不同需要,从理论上一般可以引出5种参比曲线,从而构成5种符合度。每一种参比曲线可用不同方次和不同形式的函数来表示,在满足使用要求的前提下,尽可能采用方次低的代数多项式的参比曲线。

3.9.1 一般计算公式

$$\xi_c = \frac{\Delta Y_{c,\max}}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (23)$$

$$\Delta Y_{c,\max} = \max |\bar{y}_i - Y_i|$$

式中: $\Delta Y_{c,\max}$ ——传感器的实际特性曲线对参比曲线的最大偏差;

$\bar{y}_i$ ——传感器在第 i 个校准点处的总平均特性值;

Y_i ——传感器在第 i 个校准点处的参比特性值;

Y_{FS} ——传感器的满量程输出。

注

1 $\Delta Y_{C,max}$ 的求法示例:

(1) 按传感器的正、反行程实际平均特性($\bar{y}_i$),用最佳曲线作参比曲线,可计算出独立符合度。

(2) 按传感器的正、反行程实际平均特性($\bar{y}_i$),用工作特性曲线作参比曲线,这样便可计算出绝对符合度。

2 上述第二种方法算出的结果将不同程度地含有回差和重复性的成分,不是严格意义上的符合度。

3 如果不加说明,符合度皆指 $\Delta Y_{C,max}$ 按上述第一种方法算出的结果,即独立符合度。

4 在某些使用场合,如果需要,也可以不用 $\bar{y}_i$,而用一组校准数据来计算符合度。

3.9.2 绝对符合度($\epsilon_{C,ab}$)

计算公式见式(23)。

注

1 在几种符合度中,绝对符合度的要求最严。

2 如果需要非线性传感器具有互换性,就应当用绝对符合度。

3.9.3 端基符合度($\epsilon_{C,te}$)

计算方法原理见图 5,计算公式见式(23)。

端基曲线方程的计算方法见附录 B。

注:欲使传感器在量程的低端和高端具有较小的偏差,宜采用端基曲线作参比曲线。

3.9.4 零基符合度($\epsilon_{C,re}$)

计算方法原理见图 6,计算公式见式(23)。

零基曲线方程的计算方法见附录 B。

注

1 采用零基曲线可以使传感器具有理论零输出和使参比曲线具有简便的方程形式。

2 采用零基曲线,传感器的实际零点输出一般并不为零。

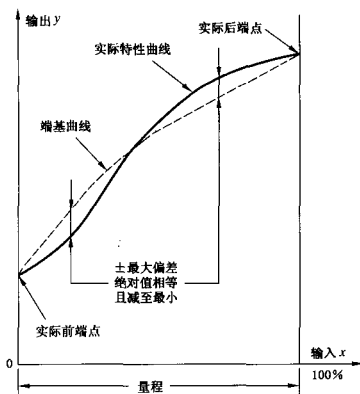


图 5 端基符合度的计算方法原理

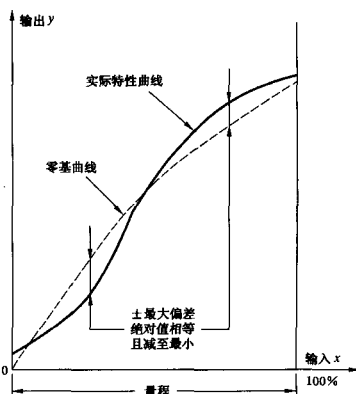


图 6 零基符合度的计算方法原理

3.9.5 前端基符合度($\epsilon_{C,fe}$)

计算方法原理见图 7,计算公式见式(23)。

前端基曲线方程的计算方法见附录 B。

注

1 如果传感器具有调整手段,可通过调平移,使前端基曲线通过理论零点,即构成零基曲线。

2 对所选同一拟合函数形式,前端基符合度一般优于零基符合度,并能保证零点附近的偏差较小。

3.9.6 独立符合度($\epsilon_{c.in}$)

计算方法原理见图8, 计算公式见式(23)。

最佳曲线方程的计算方法见附录B。

注

- 1 在相同的拟合曲线函数形式下, 独立符合度的数值最小。
- 2 如果传感器具有调整手段, 为减少符合误差, 把最佳曲线调整来尽可能接近工作曲线是最有利的。
- 3 符合度应加限定词, 不加限定词的符合度即指独立符合度。

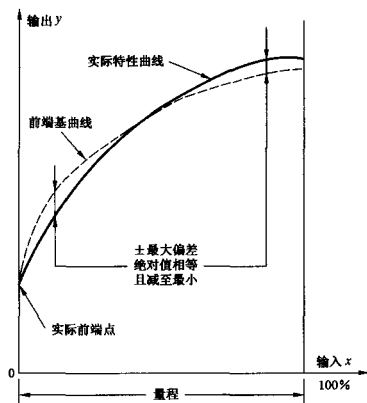


图7 前端基符合度的计算方法原理

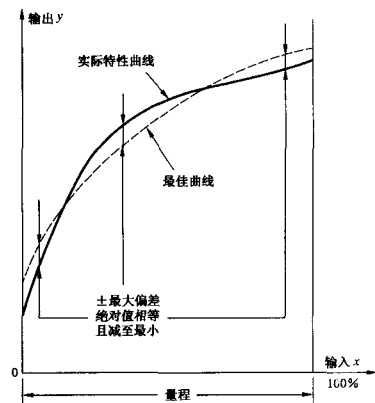


图8 独立符合度的计算方法原理

3.9.7 最小二乘符合度($\epsilon_{c.ls}$)

计算公式见式(23)。

作为参比特性的最小二乘曲线, 应保证传感器实际特性对它的偏差的平方和为最小。最小二乘曲线方程通常取为如下的代数多项式:

$$Y_{ls} = a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_nx^n \quad \dots\dots\dots (24)$$

式中: x ——实际输入;

Y_{ls} ——理论输出;

$a_0 \dots a_n$ ——决定最小二乘拟合曲线形状和位置的系数, 可通过传感器实际特性的曲线拟合求出。

注

- 1 最小二乘曲线不能保证最大偏差为最小。
- 2 为减少偏差, 可将最小二乘曲线平移, 使最大正、负偏差绝对值相等。
- 3 最小二乘曲线或平移最小二乘曲线可在要求不太高的场合代替最佳曲线, 以便近似求得独立符合度。
- 4 二次最小二乘曲线的计算方法见附录B中B2.5。

3.10 漂移

3.10.1 零点输出漂移(D_0)

计算公式如下:

$$\begin{aligned} D_0 &= \frac{\Delta y_0}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (25) \\ &= \frac{|y_{0,max} - y_0|}{Y_{FS}} \times 100\% \end{aligned}$$

式中: y_0 ——初始的零点输出;

$y_{0,max}$ ——最大漂移处的零点输出;

Y_{FS} ——满量程输出值(为了计算方便,此处也可用实际满量程输出)。

3.10.2 满量程输出漂移(D_{FS})

计算公式如下:

$$D_{FS} = \frac{\Delta y_{FS}}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (26)$$

$$= \frac{|y_{FS,max} - y_{FS}|}{Y_{FS}} \times 100\%$$

式中: y_{FS} ——初始的满量程输出;

$y_{FS,max}$ ——最大漂移处的满量程输出;

Y_{FS} ——满量程输出值(为了计算方便,此处也可用实际满量程输出)。

3.10.3 热零点偏移(γ)

计算公式如下:

$$\gamma = \frac{|\bar{y}_{0(T_2)} - \bar{y}_{0(T_1)}|}{Y_{FS(T_1)}(T_2 - T_1)} \times 100\%(/^{\circ}\text{C}) \quad \dots\dots\dots (27)$$

式中: $\bar{y}_{0(T_1)}$ ——在温度 T_1 下,平均零点输出值;

$\bar{y}_{0(T_2)}$ ——在温度 T_2 下,平均零点输出值。

$Y_{FS(T_1)}$ ——在温度 T_1 下的理论满量程输出(为了计算方便,此处也可用实际的满量程输出代替)。

如果热零点偏移与温度间隔不成线性关系,则应把 $(T_2 - T_1)$ 分为若干小区间,并用式(27)来计算各区间的 γ ,并取绝对值最大的 γ 值。

3.10.4 热满量程输出偏移(β)

计算公式如下:

$$\beta = \frac{|\bar{y}_{FS(T_2)} - \bar{y}_{FS(T_1)}|}{Y_{FS(T_1)}(T_2 - T_1)} \times 100\%(/^{\circ}\text{C}) \quad \dots\dots\dots (28)$$

式中: $\bar{y}_{FS(T_1)}$ ——在温度 T_1 下,平均满量程输出值;

$\bar{y}_{FS(T_2)}$ ——在温度 T_2 下,平均满量程输出值。

$Y_{FS(T_1)}$ ——在温度 T_1 下,理论满量程输出(为了计算方便,此处也可用实际的满量程输出代替)。

如果传感器的热满量程输出偏移与温度间隔不成线性关系,则应把 $(T_2 - T_1)$ 分为若干小区间,并用式(28)来计算各区间的 β ,并取绝对值最大的 β 值。

4 不确定度及其他综合静态性能指标的计算方法

在静态工作情况下,线性度(符合度)、回差、重复性通常被称为传感器的分项目性能指标或单项性能指标,而这些指标的不同组合即构成各种综合性能指标。综合性能指标(如总不确定度)和各分项目性能指标之间并无数学上确定的联系。

以线性传感器为例(非线性传感器的算法原理同于线性传感器),并根据以极限偏差来衡量传感器的性能指标的原则,本标准规定了如下各项综合性能指标的计算方法。

4.1 线性度加回差(ξ_{LH})

4.1.1 计算公式的一般形式

线性度加回差是传感器系统误差的极限值,计算公式如下:

$$\xi_{LH} = \pm \frac{|\Delta Y_{LH,max}|}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (29)$$

式中: $\Delta Y_{LH,max}$ ——正行程实际平均特性($\bar{y}_{u,i}$)和反行程实际平均特性($\bar{y}_{d,i}$)相对于参比直线的最大偏差。

注

- 1 如果不加说明,线性度加回差应指按传感器的正行程实际平均特性和反行程实际平均特性相对于其自身的参比直线算出的结果。否则,应说明参比直线类型。
- 2 参比直线若取为传感器的工作特性直线, ϵ_{LH} 的计算结果将不同程度地含有重复性的成分,不是严格意义上的线性度加回差。
- 3 对于非线性传感器,可参考本节按相同的计算原理来计算符合度加回差 ϵ_{LCH} 。

4.1.2 参比直线的计算

采用一条最佳直线对传感器的正行程实际平均特性($\bar{y}_{u,i}$)和反行程实际平均特性($\bar{y}_{d,i}$)进行直线拟合。具体作法可参阅本标准的附录 A、附录 B 和附录 C 的有关部分。

4.2 线性度加回差加重复性(ϵ_{LHR})

在本标准中,又称为传感器的总不确定度(对应于原来的总精度,或总误差),为在参比工作条件下,实际特性相对于其工作特性的偏差在规定的置信度下皆不超过的一个极限范围。当用传感器满量程输出 Y_{FS} 的百分比来表示时,称为传感器的相对总不确定度,通常也把它称为总不确定度。

4.2.1 计算公式的一般形式

$$\epsilon_{LHR} = \pm \frac{\max |B_i + t_{0.95} S_i|}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (30)$$

式中: B_i ——第 i 个校准点处的总系统误差的极限值,可用常规非统计方法单独求出;

$t_{0.95} S_i$ ——第 i 个校准点处的总偶然误差的极限值。 $t_{0.95}$ 为 t 分布下 95% 置信度的包含因子; S_i 为在第 i 个校准点处的样本标准偏差。

式(30)还可表示为:

$$\epsilon_{LHR} = \pm \frac{|\Delta Y_{LHR, \max}|}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (31)$$

式中: $\Delta Y_{LHR, \max}$ ——LHR 极限点包线相对于传感器工作特性直线的最大偏差。

4.2.2 计算公式的具体形式

考虑到传感器的正、反行程特性不尽相同,因而式(31)又可具体表示为:

$$\epsilon_{LHR} = \pm \max |\epsilon_{LHR, u, i}, \epsilon_{LHR, d, i}| \quad \dots\dots\dots (32)$$

$$\epsilon_{LHR, u, i} = \pm \frac{|\Delta Y_{LH, u, i} + t_{0.95} S_{u, i}|}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (33)$$

$$\epsilon_{LHR, d, i} = \pm \frac{|\Delta Y_{LH, d, i} + t_{0.95} S_{d, i}|}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (34)$$

式中: $\epsilon_{LHR, u, i}$ ——正行程第 i 个校准点处的相对总不确定度;

$\epsilon_{LHR, d, i}$ ——反行程第 i 个校准点处的相对总不确定度。

$\Delta Y_{LH, u, i}$ ——第 i 个校准点处正行程实际平均特性($\bar{y}_{u, i}$)相对于其工作特性直线的偏差;

$\Delta Y_{LH, d, i}$ ——第 i 个校准点处反行程实际平均特性($\bar{y}_{d, i}$)相对于其工作特性直线的偏差;

$S_{u, i}$ ——正行程第 i 个校准点处的标准偏差;

$S_{d, i}$ ——反行程第 i 个校准点处的标准偏差;

$t_{0.95}$ ——在 t 分布下置信度为 95% 的包含因子。

注

- 1 这里的 ϵ_{LHR} 与附录 G 中的 U_r 相对应。
- 2 若采用 4.2.3.2 的极限点包线法来计算 ϵ_{LHR} ,无论在概念上和计算过程上,都将得到大大简化。
- 3 对于非线性传感器,可参考本节,按相同的计算原理来计算符合度加回差加重复性 ϵ_{LCH} 。

4.2.3 工作特性的计算方法

在计算传感器的线性度加回差加重复性时,参比直线应取为传感器的工作特性直线。

4.2.3.1 选取和计算原则

- a) 考虑传感器的工作特点;
- b) 应有利于传感器的使用;
- c) 应有利于减少总不确定度的数值。

4.2.3.2 L(C)HR 极限点包线法

在一般情况下,线性传感器的总不确定度取决于线性度、回差及重复性这三个分项目性能指标的综合作用。如图 9 所示,在第 x_i 校准点上,分别求出正行程平均点 $\bar{y}_{u,i}$ 和反行程平均点 $\bar{y}_{d,i}$ 。然后按 3.7.3 求出正行程第 i 校准点的子样标准偏差 $S_{u,i}$ 和反行程第 i 校准点的子样标准偏差 $S_{d,i}$ 。在正行程平均点上减去 $cS_{u,i}$,在反行程平均点上加上 $cS_{d,i}$ 。于是,可在第 x_i 校准点上得到两个极限点,计算公式如下:

$$y_{u,i,\min} = \bar{y}_{u,i} - cS_{u,i} \quad \dots\dots\dots (35)$$

$$y_{d,i,\max} = \bar{y}_{d,i} + cS_{d,i} \quad \dots\dots\dots (36)$$

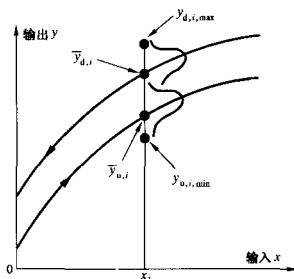


图 9 极限点包线法原理示意图

这样,便可在全量程上算出 $2m$ 个极限点,从而构成一个极限点包线。此包线将围出一个被测量的真值以给定置信度存在于其中的实际的不确定区域。有了这个不确定区域,便可用一条最佳直线或曲线去逼近它(具体作法可参阅本标准的附录 A、附录 B 和附录 C 的有关部分),以求得作为传感器约定真值的工作特性(方程),进而求出传感器的总不确定度。

注

- 1 本计算方法可视为求总不确定度的一种几何方法,概念清楚,简单易行,可实现 4.2 的计算。
- 2 如有特殊需要,包含因子可以不取 $c=t_{0.95}$,拟合线也可以不取最佳直线,但应加以说明。
- 3 为适应不同场合,也可用各种近似法来求最佳直线,但这样不能准确获得最小的总不确定度数值。
- 4 传感器的工作特性(方程)可以用作评定线性度、线性度加回差的参比基准,这些性能指标也可使用原用的参比直线。
- 5 对于非线性传感器,可用相似于 LHR 的 CHR 包线法来计算传感器的总不确定度。

4.3 其他综合静态性能指标及特性

下面的综合静态性能指标都是传感器综合静态性能指标的特例,其计算方法都比传感器综合静态性能指标的计算方法简单,故只提出计算原则。

4.3.1 单行程定点工作的传感器

例如,单行程压力开关、温度开关等的定点误差仅为重复性,计算方法可参照 4.2。这时,传感器的工作特性为一个定点。视单行程取为正行程或反行程,传感器的工作特性将取为选定的正行程实际平均点或反行程实际平均点。

4.3.2 双行程定点工作的传感器

例如,双行程压力开关、温度开关等的定点误差仅为回差加重重复性,计算方法可参照 4.2。这时,其工作特性方程为:被测量示数(Y)=被测量(x),工作特性为一个定点,将取为选定的正、反行程实际平均点。

4.3.3 变送器的线性度加回差加重复性

应根据其给定的工作特性直线来计算其总不确定度。计算方法可参照 4.2 和附录 D。

4.3.4 具有被测量数字显示的传感器或变送器

其工作特性方程为：被测量示数(Y)=被测量(x)，其总不确定度的计算方法可参照 4.2 和附录 C。

4.3.5 使用特性

使用特性方程为：被测量(x)=传感器的输出量的函数 $f(y)$ 。对于线性传感器，使用特性方程可由工作特性方程直接导出；对于非线性传感器，一般只能用数值解法（如牛顿迭代法），由其工作特性算出。

注

- 1 在 4.1~4.3 的计算方法中，传感器的满量程输出 Y_{FS} 的选取原则是：对于各单项性能指标，一律用正、反行程实际平均特性的拟合线来计算，即采用同于求 ξ_L 时所用的 Y_{FS} 。在要求不高的场合，允许以正、反行程实际平均特性来计算满量程输出，即： $Y_{FS} = \bar{y}_{max} - \bar{y}_{min}$ 。
- 2 对于综合性能指标，规定一律用求该综合性能指标时用的参比特性直线或曲线来计算 Y_{FS} 。
- 3 对于变送器或具有被测量数字显示的传感器或变送器，一律用规定的直线作工作特性直线来计算 Y_{FS} 。
- 4 本标准所指非线性传感器，主要指那些仅具单调递增或单调递减特性类型的。如果特性为非单调的，这时应当注意，计算 Y_{FS} 应该用 $Y_{FS} = Y_{max} - Y_{min}$ ，而不能用 $Y_{FS} = Y(x_{max}) - Y(x_{min})$ 。因为， $Y_{FS} = Y(x_{max}) - Y(x_{min})$ 在某些情况下可能很小，甚至为零。

附录 A

(标准的附录)

线性度计算的一般原理及计算示例

A1 零基线性度计算示例

试计算下表所列一组静态校准所得试验数据(多次测量的平均值)的零基直线及零基线性度。

表 A1

输入量 x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
输出量 y	0.03	10.05	20.20	29.60	39.90	50.00

A1.1 计算的一般原理

欲求的理论零点和最小的最大正、负偏差点的重心点的连线不是一次就能算出的,只能逐渐逼近。所谓最小的最大正、负偏差点,是说各次逼近都会产生一对最大正、负偏差点,而我们需要的只是各次逼近所得的一组最大正、负偏差点其中的一对最小的正、负偏差点(其特征便是这一对最大正、负偏差点最大正、负偏差绝对值相等且最小)。

A1.2 求第一次逼近直线

将理论零点和后端点连线作为零基直线的第一次逼近直线,其方程为:

$$Y_{x,(1)} = 10.00x$$

按它算出的各校准点的偏差为:

表 A2

x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
$\Delta Y_{x,(1)}$	+0.030	+0.050	+0.200	-0.400	-0.100	0.000

A1.3 求第二次逼近直线

从表 A2 可以看出,第 3、4 点,即 $x=2.00$ 和 $x=3.00$ 的两点,分别具有最大正、负偏差。为此,可求第 2、3 点的重心点坐标为:

$$x_{3,4} = \frac{2.00 + 3.00}{2} = 2.50; \quad y_{3,4} = \frac{20.20 + 29.60}{2} = 24.90$$

零基直线的第二次逼近直线方程为:

$$Y_{x,(2)} = \frac{y_{3,4}}{x_{3,4}}x = \frac{24.90}{2.50}x = 9.9600x$$

各校准点的偏差为:

表 A3

x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
$\Delta Y_{x,(2)}$	+0.030	+0.090	+0.280 *	-0.280 *	+0.060	+0.200

显然,最大正、负偏差绝对值相等且最小,此第二次逼近直线即为零基直线。而零基线性度则为:

$$L_{xx} = \pm \frac{0.280}{(5-0) \times 9.9600} \times 100\% = \pm 0.562\%$$

注

1 本例数据的端基直线方程及端基线性度为: $Y_{te} = 0.0300 + 9.9940x$; $L_{te} = -0.825\%$;

2 本例数据的前端基直线方程及前端基线性度为: $Y_{fe} = 0.0300 + 9.9480x$; $L_{fe} = \pm 0.551\%$ 。

A2 独立线性度计算示例

试计算下列一组静态校准所得试验数据(多次测量的平均值)的最佳直线和独立线性度。原始数据和中间计算结果均列于表 A4 中。

表 A4

输入量 x	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00	6.00
输出量 y	2.02	4.00	5.98	7.90	10.10	12.05
对端基直线的偏差 ΔY_{te}	0.000	-0.026	-0.052	-0.138	+0.056	0.000
$\Delta Y'_{te} = 100\Delta Y_{te}$	0.000	-2.60	-5.20	-13.80	+5.60	0.000

A2.1 准确方法的计算原理

求独立线性度的关键在于求最佳直线。求最佳直线的方法有计算法和图解法,但以图解法较为直观。图解法可手算,也可用于计算机编程计算。

A2.1.1 找出该组数据的端基直线: $Y_{te} = 0.0140 + 2.0060x$, 各校准点对此端基直线的偏差已列于表 A4 中。

A2.1.2 为便于作图,可将各偏差进行适当等比例放大,现取扩比倍数为 100。扩比后的偏差也已列于表 A4 中。

A2.1.3 将各偏差点标在直角坐标纸上,并由这些偏差点作一凸多边形,即把全部偏差点不是包容在凸多边形之内,就是置于凸多边形的各边之上,如图 A1 所示。

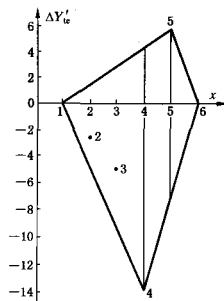


图 A1 由端基直线偏差点的凸多边形求最佳直线

A2.1.4 由凸多边形的各顶点向其对边引铅垂线(平行于纵坐标轴的直线)。在凸多边形内的最长一根铅垂线所交的对边是由一组数据点中哪两点的端基直线偏差点的连线构成,哪两点的连线经平移使最大正、负偏差绝对值相等后,即成为最佳直线。由图 A1 明显可见,偏差点 4 到偏差点 1、5 的连线的铅垂线最长。这就对应于实际数据点 4 到点 1、5 的连线的铅垂线最长。实际数据点的这根最长的铅垂线的长度即为两倍的相对于最佳直线的最大偏差。

A2.1.5 凸多边形各顶点所引铅垂线长度(经扩比)可从图上量得;也可通过计算准确求得未经扩比的各铅垂线长度。为此,设由实际数据点 4 和点 1、5 连线所确定的铅垂线的长度(未扩比)为 $\Delta y_{(1,4,5)}$,便可由下式计算其值。

$$\Delta y_{(1,4,5)} = \frac{y_1(x_4 - x_5) + y_4(x_5 - x_1) + y_5(x_1 - x_4)}{x_5 - x_1}$$

代入相应数值后,

$$\Delta y_{(1,4,5)} = \left| \frac{2.02 \times (4.00 - 5.00) + 7.90 \times (5.00 - 1.00) + 10.10 \times (1.00 - 4.00)}{5.00 - 1.00} \right| = 0.180$$

同理,可算出另一根铅垂线长度:

$$\Delta y_{(4,5,6)} = \left| \frac{y_4(x_5 - x_6) + y_5(x_6 - x_4) + y_6(x_4 - x_5)}{x_6 - x_4} \right|$$

代入相应数值后,

$$\Delta y_{(4,5,6)} = \left| \frac{7.90 \times (5.00 - 6.00) + 10.10 \times (6.00 - 4.00) + 12.05 \times (4.00 - 5.00)}{6.00 - 4.00} \right| = 0.125$$

A2.1.6 以上准确计算出的两条铅垂线长度,和从图上量得的缩比线段的情况相一致。线段 $\Delta y_{(1,4,5)}$ 最长,实际上它就是两倍的最大偏差 $\Delta Y_{in,max}$ 。通过平移数据点 1、5 的连线来求最佳直线稍嫌麻烦。实际上,数据点 1、4 点的重心和 4、5 点的重心的连线就是最佳直线。1、4 点重心的坐标为:

$$x_{1,4} = \frac{x_1 + x_4}{2} = \frac{1.00 + 4.00}{2} = 2.50; \quad y_{1,4} = \frac{y_1 + y_4}{2} = \frac{2.02 + 7.90}{2} = 4.96$$

4、5 点重心的坐标为:

$$x_{4,5} = \frac{x_4 + x_5}{2} = \frac{4.00 + 5.00}{2} = 4.50; \quad y_{4,5} = \frac{y_4 + y_5}{2} = \frac{7.90 + 10.10}{2} = 9.00$$

因而,最佳直线的斜率为:

$$b = \frac{y_{4,5} - y_{1,4}}{x_{4,5} - x_{1,4}} = \frac{9.00 - 4.96}{4.50 - 2.50} = 2.0200$$

最佳直线的截距为:

$$a = y_{1,4} - bx_{1,4} = 4.96 - 2.02 \times 2.5 = -0.0900$$

最佳直线方程为:

$$Y_{in} = -0.0900 + 2.0200x$$

按最佳直线算出的各校准点的偏差为:

表 A5

x	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00	6.00
ΔY_{in}	+0.090 *	+0.050	+0.010	-0.090 *	+0.090 *	+0.020

从表 A5 可看出,符号交替(或交错)出现的相同的最大偏差为:

$$\Delta Y_{in,max} = \pm 0.090$$

其数值就是最长一根铅垂线实际长度的一半,是可以达到的最小偏差。相同的最小的最大偏差的交错点组是最佳直线或最佳曲线存在的一个有力判据,这是其他拟合直线或曲线所没有的特点。

A2.1.7 计算独立线性度为:

$$\begin{aligned} L_{in} &= \pm \frac{\Delta Y_{in,max}}{(Y_{in,max} - Y_{in,min})} = \pm \frac{\Delta Y_{in,max}}{b(x_{max} - x_{min})} \\ &= \pm \frac{0.090}{2.0200 \times (6.00 - 1.00)} = \pm 0.891\% \end{aligned}$$

A2.2 近似方法的计算原理

A2.2.1 平移端基直线法

通常有三种具体作法:第一种作法简单;第二、三种作法不仅简单,还不易算错。

A2.2.1.1 利用原方程截距和带有自己符号的正、负最大端基直线偏差来求新方程,不难写出新截距的计算公式为:

$$a' = a + \frac{1}{2}[(+\Delta Y_{max}) + (-\Delta Y_{max})]$$

代入表 A4 中的相应数据,可得新截距为:

$$a' = 0.0140 + \frac{1}{2}[(0.0560) + (-0.1380)] = -0.0270$$

平移端基直线方程为: $Y_{s,te} = -0.0270 + 2.0060x$

A2.2.1.2 利用原方程的斜率和正、负最大端基直线偏差点的重心点来求新方程

按 A2“独立线性度计算示例”数据表的相应数据,可知, $x=5$ 和 $x=4$ 的两点分别具有正、负最大端基直线偏差,现求这两点重心点的坐标:

$$x_{5,4} = \frac{x_5 + x_4}{2} = \frac{5.00 + 4.00}{2} = 4.500; \quad y_{5,4} = \frac{y_5 + y_4}{2} = \frac{10.10 + 7.90}{2} = 9.000$$

平移端基直线方程为:

$$(Y - y_{5,4}) / (x - x_{5,4}) = b \quad \text{或} \quad Y = (y_{5,4} - x_{5,4} \times b) + bx$$

代入相应数据,可得平移端基直线方程的最后形式为:

$$Y_{s,te} = (9.000 - 4.500 \times 2.0060) + 2.0060x = -0.0270 + 2.0060x$$

A2.2.1.3 利用过零端基斜率直线来求正、负最大端基直线偏差点的重心点来求新方程,计算示例见 C2.1.4。

A2.2.2 最小二乘直线法

本例的最小二乘直线方程为:

$$Y_{ls} = -0.0287 + 2.0106x$$

按它算出的 $Y_{FS} = 10.0530$,而各校准点对最小二乘直线的偏差则为:

表 A6

x	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00	6.00
ΔY_{ls}	+0.038	+0.008	-0.023	-0.114	+0.076	+0.015

据此,最小二乘线性度为:

$$L_{ls} = \frac{-0.114}{10.0530} = -1.13\%$$

平移最小二乘线性度为:

$$L_{ls} = \frac{[0.076 - (-0.114)]/2}{10.0530} = \pm 0.95\%$$

A3 各种方法计算结果的比较

由下列数据可看出,对于同一组校准数据,所算出的独立线性度最优。为此,在需要精确评定线性度时,尽可能采用独立线性度。

独立线性度 $L = \pm 0.89\%$

端基线性度 $L = -1.38\%$

零基线性度 $L = \pm 1.00\%$

最小二乘线性度 $L = -1.13\%$

平移端基线性度 $L = \pm 0.97\%$

前端基线性度 $L = \pm 1.03\%$

平移最小二乘线性度 $L = \pm 0.95\%$

附 录 B

(标准的附录)

符合度计算的一般原理及计算示例

B1 符合度计算的一般原理

符合度用的参比曲线的计算采用切比雪夫(Chebyshev)交错点组原理,并用经过改进的里米兹(Remez)算法。按这一原理计算参比曲线的具体原则可归纳为下面四点。

B1.1 根据一组试验数据点连成的曲线形状,凭经验或凭其他方法(例如,看各阶相邻差商的变化情况),来选取拟合曲线的函数形式或多项式的方次。

B1.2 参比曲线方程若有 n 个未知系数,则应选 $n+1$ 个交错点。凡强制参比曲线通过一个指定点,交错点便减少一个,但总交错点数不能少于两个。

B1.3 在 x 轴上有序地选取所需数量的交错点。在第一次逼近中,可大体等距选取 n 个点,最好包括首、末两点,来求出一条过此 n 个点的曲线。在第二次以后的逼近中,应按原有一组试验点对前一次所求逼近曲线的偏差大小和符号来选交错点组。各交错点处的偏差符号应正、负交替,越是绝对值大的偏差点,越应优先选入或换入交错点组。零偏差点可视为最小的正偏差点或负偏差点。

B1.4 求最后的正确的交错点组的过程是一个通过不断迭代而逐渐逼近的过程。当各候选的交错点有序地和符号正、负交替地取得了一组数据中相同的最大偏差时,此时的交错点组便是正确的交错点组,而交错点上的最大偏差则是对同一组数据,对同一参比曲线函数形式和对同样的约束要求所能达到的最小值。正确的交错点组所决定的拟合曲线即所求。

B2 符合度计算示例

一台非线性传感器的一组校准所得数据(多次测量的平均值)如表 B1 所示。试分别求其端基曲线及端基符合度,零基曲线及零基符合度,前端基曲线及前端基符合度,最佳曲线及独立符合度,最小二乘曲线及最小二乘符合度,并考虑其理论曲线如何选取。

表 B1

输入量 x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
输出量 y	0.10	1.00	1.80	2.60	3.00	3.80

参看图 B1,可选二次代数多项式 $Y=a+bx+cx^2$ 作为参比曲线。

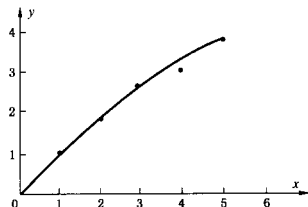


图 B1 由示例数据所粗略连成的曲线

B2.1 求二次端基曲线及二次端基符合度

B2.1.1 求第一次逼近曲线

已知不在一直线上的三点可以唯一地决定一条二次多项式曲线。为此,可从表 B1 中大体等距选择

三个点:

$$x=0.0, y=0.1; x=3.0, y=2.6; x=5.0, y=3.8.$$

据此,可建立一个三元联立方程:

$$0.1 - [a + b(0.0) + c(0.0)^2] = 0$$

$$2.6 - [a + b(3.0) + c(3.0)^2] = 0$$

$$3.8 - [a + b(5.0) + c(5.0)^2] = 0$$

解之,可得 $a=0.1000; b=0.9733; c=-0.0467$ 。故第一次逼近曲线方程为:

$$Y_{te,(1)} = 0.1000 + 0.9733x - 0.0467x^2$$

按该曲线算出的各校准点的偏差见表 B2。

表 B2

x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
$\Delta Y_{te,(1)}$	0.000	-0.027	-0.060	+0.000 *	-0.246 *	0.000

B2.1.2 求第二次逼近曲线

根据前一节介绍的方法,我们知道二次多项式有三个系数,即三个待求的未知数,故应选 $3+1=4$ 个交错点。但因要求的是端基曲线,它要被强制通过两个点,故实际应选取的交错点数为 $4-2=2$ 个。为此,可选第一次逼近曲线所形成的最大正、负偏差点,即:

$$x=3.0, y=2.6; x=4.0, y=3.0$$

由于希望交错点上出现正、负交替出现的相同的最大偏差,因而可建立下面一个补充方程:

$$2.6 - [a + b(3.0) + c(3.0)^2] = -[3.0 - [a + b(4.0) + c(4.0)^2]]$$

加上首、末两点所决定的两个方程,可以得到一个三元联立方程:

$$0.1 - [a + b(0.0) + c(0.0)^2] = 0$$

$$3.8 - [a + b(5.0) + c(5.0)^2] = 0$$

$$(2.6 + 3.0) - [2a + b(3.0 + 4.0) + c(3.0^2 + 4.0^2)] = 0$$

解之,可得: $a=0.1000; b=0.8500; c=-0.0220$,故第二次逼近曲线方程为:

$$Y_{te,(2)} = 0.1000 + 0.8500x - 0.0220x^2$$

按该曲线算出的各校准点的偏差见表 B3。

表 B3

x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
$\Delta Y_{te,(2)}$	0.000	+0.072	+0.088	+0.148 *	-0.148 *	0.000

表 B3 中星号处表明,两个交错点符号交替地取得了相同的最大偏差 ± 0.148 ,因而第二次逼近曲线即为所求的以二次多项式表示的端基曲线。

B2.1.3 计算二次端基符合度

$$C_{te} = \pm \frac{\Delta Y_{te,max}}{Y_{te,max} - Y_{te,min}} = \pm \frac{0.148}{3.80 - 0.10} = \pm 4.000\%$$

B2.2 求二次零基曲线及二次零基符合度

由于参比曲线被强制通过理论零点,因而,二次多项式的常数项的系数 $a=0$,方程形式变为 $Y = bx + cx^2$,具有两个未知数,故交错点应为三个。我们设各交错点上的偏差的绝对值为 μ 。

B2.2.1 求第一次逼近曲线

根据前面的对端基曲线的偏差,考虑到零偏差既可看作最小的正偏差,也可看作最小的负偏差,故三个交错点可选为: $x=3.0, y=2.6; x=4.0, y=3.0; x=5.0, y=3.8$ 据此,可建立一个三元联立方程组:

$$2.6 - [b(3.0) + c(3.0)^2] = \mu$$

$$3.0 - [b(4.0) + c(4.0)^2] = -\mu$$

$$3.8 - [b(5.0) + c(5.0)^2] = \mu$$

解之,可得: $b=0.9613$; $c=-0.0452$ 。因而,零基曲线的第一次逼近曲线方程为:

$$Y_{se,(1)} = 0.9613x - 0.0452x^2$$

按该曲线算出的各校准点的偏差为:

表 B4

x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
$\Delta Y_{se,(1)}$	+0.100	+0.084	+0.058	+0.123 *	-0.122 *	+0.124 *

从表 B4 中星号处可以看出,三个交错点符号交替地取得了相同的最大偏差 $\mu \approx 0.123$ 。三个最大偏差的绝对数值有微小差异,是由于运算位数不够多所造成的。因而,此第一次逼近曲线即为所求得的以二次多项式表示的二次零基曲线。

B2.2.2 计算二次零基符合度

$$C_{se} = \pm \frac{\Delta Y_{se, \max}}{Y_{se, \max} - Y_{se, \min}} = \pm \frac{0.123}{3.677 - 0.00} = \pm 3.345\%$$

B2.3 求二次前端基曲线及前端基符合度

这里,二次多项式的常数项为 $a=0.1$,其他与求零基曲线的情况相同。

B2.3.1 求第一次逼近曲线

三个交错点选为同于求零基曲线第一次逼近曲线所用的。据此,可建立一个三元联立方程组:

$$2.60 - [0.10 + b(3.00) + c(3.00)^2] = +\mu$$

$$3.00 - [0.10 + b(4.00) + c(4.00)^2] = -\mu$$

$$3.80 - [0.10 + b(5.00) + c(5.00)^2] = +\mu$$

解之,可得: $a=0.1000$; $b=0.9097$; $c=-0.0387$ 。故第一次前端基曲线的逼近曲线方程为:

$$Y_{f,se,(1)} = 0.1000 + 0.9097x - 0.0387x^2$$

按该曲线算出的各校准点的偏差见表 B5。

表 B5

x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
$\Delta Y_{f,se,(1)}$	0.000	+0.029	+0.035	+0.119 *	-0.119 *	+0.119 *

表 B5 中星号示出,三个交错点处的偏差符号交替地取得了相同的最大值,即 $\mu=0.119$ 。因而,此第一次逼近曲线即为所求的前端基曲线。

B2.3.2 计算二次前端基符合度

$$C_{f,se} = \pm \frac{\Delta Y_{f,se, \max}}{Y_{f,se, \max} - Y_{f,se, \min}} = \pm \frac{0.119}{3.681 - 0.10} = \pm 3.323\%$$

可以看出,它比零基符合度稍好。从偏差分布来看,零点偏差为零,零点附近(直到 $x=2.0$)的偏差也是较小的。如果要求实际零点附近偏差较小,此曲线甚为可取。

B2.4 求二次最佳曲线及二次独立符合度

由于对二次多项式没有任何约束,因而应选四个交错点。对于二次多项式曲线,一般可选通过首、中、末三点的曲线来作第一次逼近曲线,并逐渐选出正确的交错点组。因在本示例中已求出一组数据对其前端基曲线的偏差,便能很方便地确定第一次逼近曲线所应该用的交错点。

B2.4.1 求第一次逼近曲线

应选四个交错点: $x=0.0, y=0.1$; $x=3.0, y=2.6$; $x=4.0, y=3.0$; $x=5.0, y=3.8$; 据此,可建立一个四元联立方程组:

$$0.1 - [a + b(0.0) + c(0.0)^2] = +\mu$$

$$2.6 - [a + b(3.0) + c(3.0)^2] = -\mu$$

$$3.0 - [a + b(4.0) + c(4.0)^2] = +\mu$$

$$3.8 - [a + b(5.0) + c(5.0)^2] = -\mu$$

解之,可得: $a=0.2156$; $b=0.8500$; $c=-0.0312$ 。因而,二次最佳曲线的第一次逼近曲线方程为:

$$Y_{in,(1)} = 0.2156 + 0.8500x - 0.0312x^2$$

按该曲线算出的各校准点处的偏差见表 B6。

表 B6

x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
$\Delta Y_{in,(1)}$	-0.116 *	-0.034	+0.009	+0.116 *	-0.116 *	+0.116 *

表 B6 中星号处表明,在四个交错点处,存在符号交替的相同的最大偏差,即 $\mu=0.116$,故第一次逼近曲线即为所求的二次最佳曲线。

B2.4.2 计算二次独立符合度

$$C_{in} = \pm \frac{\Delta Y_{in,max}}{\bar{Y}_{in,max} - \bar{Y}_{in,min}} = \pm \frac{0.116}{3.684 - 0.216} = \pm 3.345\%$$

注:从符合度的数值来看,它还微弱地差于前端基符合度,这是因为由最佳曲线所确定的传感器的满量程输出,比前端基曲线所确定的满量程输出要稍小所致。从最大偏差 $\Delta Y = \pm 0.116$ 来看,它的确是各拟合曲线中所算出的最小值。如果运算位数足够,由本例数据算出的零基符合度、前端基符合度和独立符合度数值相同,皆为 $\pm 3.333\%$ 。

B2.5 求二次最小二乘曲线及二次最小二乘符合度

二次最小二乘曲线的方程形式为: $Y_{ls} = a + bx + cx^2$ 。计算各系数的公式为:

$$c = \frac{\sum(x_i^2, \bar{y}_i) \cdot \sum(x_i, x_i) - \sum(x_i, \bar{y}_i) \cdot \sum(x_i, x_i^2)}{\sum(x_i, x_i) \cdot \sum(x_i^2, x_i^2) - \{\sum(x_i, x_i^2)\}^2}$$

$$b = \frac{\sum(x_i, \bar{y}_i) \cdot \sum(x_i^2, x_i^2) - \sum(x_i^2, \bar{y}_i) \cdot \sum(x_i, x_i^2)}{\sum(x_i, x_i) \cdot \sum(x_i^2, x_i^2) - \{\sum(x_i, x_i^2)\}^2}$$

$$a = \frac{\sum \bar{y}}{m} - b \frac{\sum x}{m} - c \frac{\sum x^2}{m}$$

式中, y 应取总平均特性。多次出现的 $\sum(j, k)$ 形式是一种简记符号,在实际运算时均应按下式展开成运算式:

$$\sum(j, k) = \sum(j \cdot k) - (\sum j \cdot \sum k) / m$$

在进行上列各求和运算时, $i=1 \sim m$, 在本例中, $m=6$ 。代入数据后,可求得二次最小二乘曲线的方程为:

$$Y_{ls} = 0.1179 + 0.9104x - 0.0375x^2$$

按该曲线算出的各校准点处的偏差见表 B7。

表 B7

x	0.00	1.00	2.00	3.00	4.00	5.00
ΔY_{ls}	-0.018	+0.009	+0.011	+0.089	-0.159 *	+0.068

故按二次最小二乘曲线算出的符合度为:

$$C_{ls} = \frac{\Delta Y_{ls,max}}{\bar{Y}_{ls,max} - \bar{Y}_{ls,min}} = \frac{-0.159}{3.732 - 0.118} = -4.399\%$$

其结果比二次独立符合度要大 32%。

B2.6 理论曲线选取原理

理论曲线可以根据传感器作为其元、部件的系统对传感器的实际要求而事先规定,也可以根据或参照传感器校准所得的工作特性,而酌情规定。

附录 C

(标准的附录)

传感器分项目性能指标和综合性能指标计算示例

C1 计算的一般原理

首先判定原始数据中有无可疑数据或不合理数据(如含温度影响等成分),如有则检查被校准传感器,改进校准用测试设备或校准条件,然后重作校准。在取得尽可能无可疑数据和不合理数据的原始数据之后,才用该数据进行传感器的性能指标计算。

采用极限点包线法,可从校准所得一组数据直接求出工作特性(方程)和总不确定度,而各分项目性能指标仍按常规方法处理。

注:可采用附录 F 中的检验法去发现原始数据中的可疑数据,但不应在传感器的正式检定中使用统计检验法去剔除或代换可疑数据。正确的作法是,既不要轻易地容忍可疑数据,也不要轻易地剔除可疑数据。应当找出发生可疑数据的真正原因,排除故障,以取得尽可能可靠的原始数据。一般,可疑数据将把传感器的总不确定度等指标算得偏大。

C2 计算示例

C2.1 计算示例 1

表 C1 列出某线性传感器校准所得的数据(经检验,无可疑数据和不合理数据)。现要求计算其各分项目性能指标和综合性能指标,并对最佳直线法,平移端基直线法和最小二乘直线法的计算结果作比较。

表 C1 传感器校准所得原始数据

行 程	传感器的输入量 (x)	传感器的输出量(y)				
		y ₁	y ₂	y ₃	y ₄	y ₅
正行程 u	0.0	0.66	0.65	0.78	0.67	0.80
	2.0	190.9	191.1	190.3	190.8	190.4
	4.0	382.8	382.3	383.5	381.8	382.8
	6.0	574.5	576.4	576.0	576.2	575.4
	8.0	769.4	769.2	770.4	769.8	771.5
	10.0	963.9	965.1	965.2	964.7	966.0
反行程 d	10.0	964.2	965.1	966.5	965.7	967.2
	8.0	770.6	772.4	771.0	770.8	772.1
	6.0	577.9	577.4	577.1	578.1	578.3
	4.0	384.0	384.8	384.2	384.9	384.2
	2.0	191.6	192.2	191.8	191.5	191.9
	0.0	1.66	1.65	1.54	1.47	1.66

C2.1.1 准备所需中间计算结果

全部计算结果列于表 C2 中。按附录 A2 提供的方法,可算出表 C2 所用实际总平均特性的最佳拟合直线方程,和正行程实际平均特性与反行程实际平均特性的最佳拟合直线方程分别为:

$$y_L = -0.4592 + 96.4006x \quad \text{及} \quad y_{LH} = -0.7108 + 96.4144x$$

表 C2 示例的中间计算结果

传感器的输入量(x)	0.0	2.0	4.0	6.0	8.0	10.0	备 注
正行程平均输出特性($\bar{y}_{u,i}$)	0.712	190.70	382.64	575.70	770.06	964.58	
反行程平均输出特性($\bar{y}_{d,i}$)	1.596	191.80	384.42	577.76	771.38	965.74	
回差(ΔY_H)	0.884	1.100	1.780	2.060	1.320	1.160	$\Delta Y_{H,\max}=2.060$
正反行程平均输出特性的最佳拟合直线(Y_{LH})	-0.711	192.12	384.95	577.78	770.60	963.43	$Y_{FS}=964.14$
正行程线性度和回差($\Delta Y_{u,LH}$)	1.423	-1.418	-2.307 *	-2.076	-0.544	1.146	$\Delta Y_{LH,\max}=\pm 2.307$ 相对于正反行程平均输出特性的最佳拟合直线(y_{LH})算出
反行程线性度和回差($\Delta Y_{d,LH}$)	2.307 *	-0.318	-0.527	-0.016	0.776	2.307 *	
总平均输出特性($\bar{y}_i$)	1.154	191.24	383.53	576.73	770.72	965.16	
总平均输出特性的最佳拟合直线(Y_L)	-0.459	192.34	385.14	577.94	770.75	963.55	$Y_{FS}=964.00$
线性偏差(ΔY_L)	1.613 *	-1.092	-1.613 *	-1.214	-0.026	1.613 *	$\Delta Y_{L,\max}=\pm 1.613$ 相对于总平均输出特性的最佳拟合直线(Y_L)算出
正行程标准偏差(S_u)	0.072	0.339	0.635	0.768	0.926	1.130	$S_{u,\max}=1.130$
反行程标准偏差(S_d)	0.087	0.274	0.402	0.498	0.814	1.172	$S_{d,\max}=1.172$

C2.1.2 计算极限点

使用极限点包线法,应根据表 C2 的相应数据,建立计算极限点所需的中间数据,即求出一组 $2m$ 个极限点。包含因子均取为 $c=t_{0.95}=2.776$,计算结果列于表 C3 中。

表 C3 极限点计算用表

$$n=5 \quad c=t_{0.95}=2.776$$

正行程 u	输入量(x)	0.0	2.0	4.0	6.0	8.0	10.0
	平均点($\bar{y}_{u,i}$)	0.712	190.70	382.64	575.70	770.06	964.58
	$cS_{u,i}$	0.200	0.941	1.762	2.132	2.571	3.125
	极限点 $y_{u,i}=(\bar{y}_{u,i}-cS_{u,i})$	0.512	189.76	380.88	573.57	767.49	961.46
反行程 d	输入量(x)	0.0	2.0	4.0	6.0	8.0	10.0
	平均点($\bar{y}_{d,i}$)	1.596	191.80	384.42	577.76	771.38	965.74
	$cS_{d,i}$	0.241	0.760	1.117	1.382	2.259	3.253
	极限点 $y_{d,i}=(\bar{y}_{d,i}+cS_{d,i})$	1.837	192.56	385.54	579.14	773.64	968.99

C2.1.3 用最佳直线来拟合这 $2m=12$ 个极限点

用附录 A2 提供的方法,可得最佳工作特性方程:

$$Y_{in}=Y_{LHR}=-2.4445+96.7156x$$

传感器正行程极限点和反行程极限点对最佳工作特性直线的偏差见表 C4。

表 C4 正行程极限点和反行程极限点、正行程实际平均特性和反行程实际平均特性、
及总平均特性对最佳工作特性直线的偏差

输入量(x)	0.0	2.0	4.0	6.0	8.0	10.0	备注
拟合值(Y_{LHR})	-2.445	190.99	384.42	577.85	771.28	964.71	$Y_{FS}=967.16$
正行程极限点的偏差	2.957	-1.228	-3.540	-4.281*	-3.792	-3.256	$\Delta Y_{LHR,max}=\pm 4.281$
反行程极限点的偏差	4.281*	1.574	1.119	1.293	2.358	4.281*	
正行程平均特性的偏差	3.157*	-0.290	-1.780	-2.150	-1.220	-0.130	$\Delta Y_{LH,max}=4.041$
反行程平均特性的偏差	4.041*	0.810	0.000	-0.090	0.100	1.030	
总平均特性的偏差	3.599*	0.260	-0.890	-1.120	-0.560	0.450	$\Delta Y_{L,max}=3.599$

在极限点包线法中,传感器的总不确定度在数值上就是一组极限点相对于作为工作特性的拟合直线或曲线的最大偏差。从表中,我们可以看出三个绝对值相同的最大偏差 ± 4.281 (已用星号示出)的符号交替出现,符合最佳直线的判据,故传感器的总不确定度为:

$$U_r = \xi_{LHR} = \pm \frac{\Delta Y_{LHR,max}}{Y_{FS}} \times 100\% = \pm \frac{4.281}{96.716 \times (10.0 - 0.0)} \times 100\% = \pm 0.443\%$$

C2.1.4 用平移端基直线来拟合这 $2m=12$ 个极限点

对于线性传感器,平移端基直线的选取原则:

- 极限点包线单调下凹,选取反行程的首、末两极限点的连线作端基直线;
- 极限点包线单调上凸,选取正行程的首、末两极限点的连线作端基直线;
- 极限点包线呈 S 形或其他形状,选取正行程和反行程的首两极限点的平均点和末两极限点的平均点的连线作端基直线。

注:这个原则也同样适合于在求线性度加回差这一综合性能指标时求平移端基直线。

考虑到本例的极限点包线下凹,故选取反行程的首、末两极限点连线作端基直线。根据表 C3 的数据,可计算出该端基直线的斜率为:

$$b = \frac{968.9928 - 1.8369}{10.0 - 0.0} = 96.7156$$

过零端基斜率直线的方程则为: $Y_{LH} = 96.7156x$ 。传感器正行程和反行程极限点对过零端基斜率直线的偏差见表 C5。

表 C5 正行程极限点和反行程极限点对过零端基斜率直线的偏差

输入量(x)	0.0	2.0	4.0	6.0	8.0	10.0	备注
拟合值(Y_{LH})	0.000	193.43	386.86	580.29	773.72	967.16	$Y_{FS}=967.16$
正行程极限点的偏差	0.512	-3.672	5.984	-6.726*	-6.236	-5.701	
反行程极限点的偏差	1.837*	-0.871	-1.325	-1.152	-0.086	1.837*	

由表 C5 中星号所示,正行程第四个极限点($x=6.0$; $y=573.5677$)为最大负偏差点。反行程第一个极限点($x=0.0$; $y=1.8369$),及反行程第六个极限点($x=10.0$; $y=968.9928$)为最大正偏差点。现任选一对产生正行程和反行程最大偏差的极限点,并求它们重心点的坐标。

$$x_{(u,6;d,0)} = \frac{x_{(u,6)} + x_{(d,0)}}{2} = \frac{6+0}{2} = 3.0000;$$

$$y_{(u,6;d,0)} = \frac{y_{(u,6)} + y_{(d,0)}}{2} = \frac{573.5677 + 1.8369}{2} = 287.7023$$

为了求平移端基直线方程,首先求

$$\frac{Y - y_{(u,6;d,0)}}{x - x_{(u,6;d,0)}} = b \quad \text{或} \quad Y = (y_{(u,6;d,0)} - x_{(u,6;d,0)} \times b) + bx$$

代入相应数据,可得平移端基直线方程为:

$$Y = (287.7203 - 3.0000 \times 96.7156) + 96.7156x = -2.4445 + 96.7156x$$

这和用最佳直线来拟合这 $2m=12$ 个极限点所得的工作特性方程相同。平移端基直线在某些场合下就是最佳直线。本题其他结果同上例,不再赘述。

C2.1.5 用最小二乘直线来拟合这 $2m=12$ 个极限点

传感器的工作特性方程:

$$Y_{\text{LH}} = -0.9769 + 96.4515x$$

传感器正行程极限点和反行程极限点对最小二乘工作特性直线的偏差,列于表 C6 中。

表 C6 正行程极限点和反行程极限点对最小二乘工作特性直线的偏差

输入量(x)	0.0	2.0	4.0	6.0	8.0	10.0	备注
拟合值(Y_{LH})	-0.977	191.93	384.83	577.73	770.64	963.54	$Y_{\text{FS}} = 964.515$
正行程极限点的偏差	1.489	-2.168	-3.952	-4.165	-3.147	-2.083	$\Delta Y_{\text{LHR,max}} = 5.454$
反行程极限点的偏差	2.814	0.634	0.708	1.410	3.003	5.454 *	

在极限点包线法中,传感器的总不确定度在数值上就是一组极限点相对于作为工作特性线的拟合直线或曲线的最大偏差,列于表 C6 中,并用星号示出。

$$U_r = \xi_{\text{LHR}} = \frac{\Delta Y_{\text{LHR,max}}}{Y_{\text{FS}}} \times 100\% = \frac{5.454}{96.452 \times (10.0 - 0.0)} \times 100\% = 0.566\%$$

注

- 1 可以明显看出,按最佳直线算出的总不确定度,比按最小二乘直线算出的总不确定度大 28%。
- 2 由表 C6 算出的相对于平移最小二乘直线的总不确定度为 $\pm 0.500\%$,比按最佳直线算出的总不确定度大 13%。

C2.1.6 本例传感器的各分项性能指标和综合性能指标

经哈特利方法检验,判定本例传感器为不等精度传感器。

C2.1.6.1 最佳工作(特性)直线方程

按实际不确定区域(即 LHR 极限点包线)用最佳直线算出:

$$Y_{\text{LHR}} = -2.4445 + 96.7156x$$

C2.1.6.2 最佳使用(特性)直线方程

按最佳工作(特性)直线方程导出:

$$X_{\text{LHR}} = 2.5275 \times 10^{-2} + 1.0340 \times 10^{-2}y$$

C2.1.6.3 线性度

根据表 C2 及表 C4 数据:

$$\xi_{\text{L}} = \pm \frac{|\Delta Y_{\text{L,max}}|}{Y_{\text{FS}}} = \frac{1.613}{964.01} = \pm 0.167\% (\text{独立线性度,相对于最佳参比直线})$$

$$\xi_{\text{L}} = + \frac{|\Delta Y_{\text{L,max}}|}{Y_{\text{FS}}} = \frac{3.599}{967.16} = + 0.372\% (\text{理论线性度,相对于最佳工作直线})$$

C2.1.6.4 回差

根据附录表 C2 数据:

$$\xi_{\text{H}} = \frac{|\Delta Y_{\text{H,max}}|}{Y_{\text{FS}}} = \frac{2.060}{964.01} = 0.214\%$$

C2.1.6.5 线性度加回差

根据附录表 C2 及表 C4 数据:

$$\xi_{\text{LH}} = \pm \frac{|\Delta Y_{\text{LH,max}}|}{Y_{\text{FS}}} = \frac{2.307}{964.14} = \pm 0.239\% (\text{相对于最佳参比直线算出})$$

$$\xi_{\text{LH}} = + \frac{|\Delta Y_{\text{LH,max}}|}{Y_{\text{FS}}} = \frac{4.041}{967.16} = + 0.418\% (\text{相对于最佳工作直线算出})$$

C2.1.6.6 重复性

根据附录表 C2 数据:

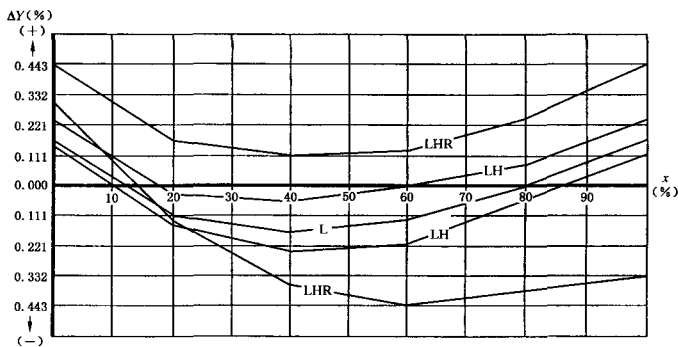
$$\xi_R = \frac{|cS_{\max}|}{Y_{FS}} = \frac{2.776 \times 1.172}{964.01} = 0.337\%$$

C2.1.6.7 线性度加回差加重复性(传感器的总不确定度)

根据附录表 C2 和表 C4 数据,用最佳工作直线算出:

$$\xi_{LHR} = \pm \frac{|\Delta Y_{LHR, \max}|}{Y_{FS}} = \frac{4.281}{967.16} = \pm 0.443\%$$

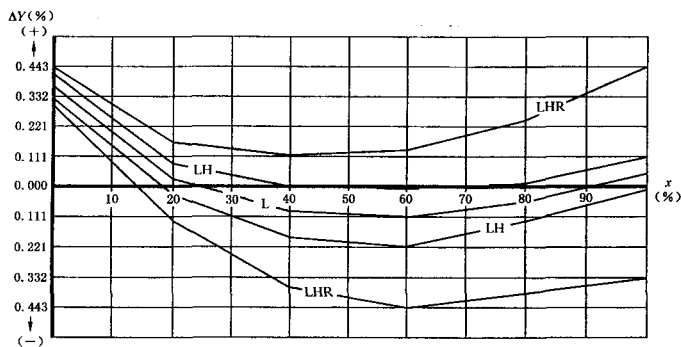
本例传感器的各误差曲线见图 C1 和图 C2。



L—Linearity; LH—Linearity and Hysteresis

LHR—Linearity and Hysteresis and Repeatability

图 C1 本例数据的相对于各数据自己的最佳参比直线的线性度、回差、重复性的各种误差曲线



L—Linearity; LH—Linearity and Hysteresis

LHR—Linearity and Hysteresis and Repeatability

图 C2 本例数据的相对于传感器的最佳工作特性直线的线性度、回差、重复性的各种误差曲线

C2.2 计算示例 2

原始数据同示例 1, 本示例将对表 C1 的前三个和前四个校准循环的数据按照线性传感器的要求分别进行处理, 并把计算结果和示例 1 的结果作比较。计算过程从略, 只列表进行比较。

表 C7 三种计算结果的比较

传感器的参数及性能指标	前三个校准循环 的计算结果	前四个校准循环 的计算结果	前五个校准循环 的计算结果
最佳工作直线截距 a	-3.892 1	-2.532 4	-2.444 5
最佳工作直线斜率 b	96.835 1	96.659 4	96.715 6
满量程输出 Y_{FS}	968.351	966.594	967.160
线性度 ξ_L (相对于最佳参比直线)	0.154%	0.159%	0.167%
线性度 ξ_L (相对于最佳工作直线)	0.521%	0.379%	0.372%
回差 ξ_H (相对于最佳参比直线)	0.095%	0.097%	0.107%
线性度加回差 ξ_{LH} (相对于最佳参比直线)	0.218%	0.233%	0.239%
线性度加回差 ξ_{LH} (相对于最佳工作直线)	0.569%	0.426%	0.418%
重复性 ξ_R (包含因子 $c=t_{0.95}$)	0.518% (4.303)	0.321% (3.182)	0.337% (2.776)
总不确定度 ξ_{LHR} (线性度加回差加重复性综合性能,相对于最佳工作直线)	0.599%	0.456%	0.443%

对表 C7 三种计算结果的比较可得到如下结论:

a) 回差,相对于最佳参比直线计算出的线性度,以及相对于最佳参比直线计算出的线性度加回差,做 3 个与做 5 个校准循环所得结果相差不大。

b) 相对于工作特性直线计算出的线性度,和相对于工作特性直线计算出的线性度加回差,做 3 个与做 5 个校准循环所得结果相差不大。

c) 由于做 3 个校准循环应取的包含因子数值较大,故所算出的重复性和总不确定度通常都较大。

C2.3 计算示例 3

原始数据同示例 1,但本示例规定把该传感器作为一台非线性传感器来处理。试用最佳二次代数多项式和二次最小二乘曲线来拟合这 $2m=12$ 个极限点,计算各项指标,并给出相对于最佳二次代数多项式曲线的各种误差曲线。

C2.3.1 相对于最佳二次代数多项式的计算结果

计算过程从略,本例的各误差曲线示于图 C3 和 C4 中。下面列出计算结果,以供比对。

工作特性方程: $Y_{CHR} = -1.9318 + 96.2884x + 0.0427x^2$

符合度:

$$\xi_C = \pm 0.035\% \text{ (相对于最佳参比曲线算出)}$$

$$\xi_C = 0.319\% \text{ (相对于最佳工作曲线算出)}$$

回差: $\xi_H = 0.107\%$

重复性: $\xi_R = 0.337\%$ (取包含因子 $c=t_{0.95}=2.776$)

符合度加回差:

$$\xi_{CH} = \pm 0.109\% \text{ (相对于最佳参比曲线算出)}$$

$$\xi_{CH} = 0.365\% \text{ (相对于最佳工作曲线算出)}$$

符合度加回差加重复性(传感器的总不确定度):

$\xi_{\text{CHR}} = \pm 0.390\%$ (由实际不确定区域和最佳二次代数多项式工作曲线算出)

C2.3.2 相对于二次最小二乘曲线的计算结果

计算过程从略,下面只列出主要计算结果,以供对比。

工作特性方程:

$$Y_{\text{CHR}} = 0.9290 + 95.0221x + 0.1429x^2$$

符合度加回差加重复性(传感器的总不确定度):

$$\xi_{\text{CHR}} = -0.414\% \text{ (由实际不确定区域和最小二乘二次代数多项式工作曲线算出)}$$

C2.4 计算示例 4

原始数据参看示例 1。在本例中,传感器的输入量(x)扩大为原来的 100 倍,而输出量(y)不变。传感器给定的工作特性方程为: $Y = x$ 。本示例将把该传感器作为一台具有被测量数字显示的传感器来处理。本例计算过程从略,下面只列出计算结果,以供对比。由于按本示例给定工作直线算出的 $Y_{\text{FS}} = 1\,000$,与示例 1 所取有所不同,故所得回差和重复性的数值也与示例 1 所得有所不同。

线性度:

$$\xi_{\text{L}} = \pm 0.167\% \text{ (相对于最佳参比直线算出)}$$

$$\xi_{\text{L}} = -3.484\% \text{ (相对于给定工作直线算出)}$$

回差: $\xi_{\text{H}} = 0.103\%$

重复性: $\xi_{\text{R}} = 0.325\%$ (取 $c = t_{0.95} = 2.776$)

线性度加回差:

$$\xi_{\text{LH}} = \pm 0.239\% \text{ (相对于最佳参比直线算出)}$$

$$\xi_{\text{LH}} = -3.542\% \text{ (相对于给定工作直线算出)}$$

线性度加回差加重复性(传感器的总不确定度):

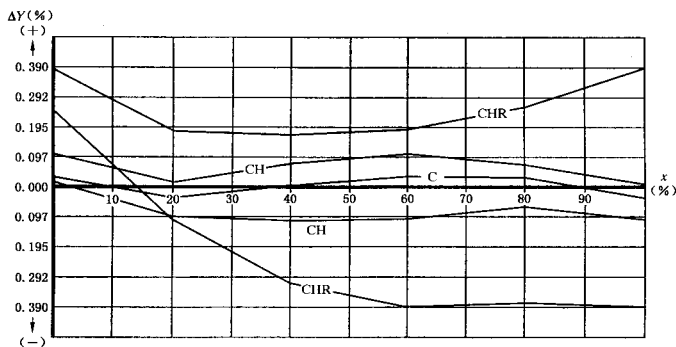
$$\xi_{\text{LHR}} = \pm 0.443\% \text{ (用 LHR 极限点相对于最佳参比直线算出)}$$

$$\xi_{\text{LHR}} = -3.855\% \text{ (用 LHR 极限点相对于给定工作直线算出)}$$

最佳参比直线方程:

$$Y = -2.4445 + 0.9672x$$

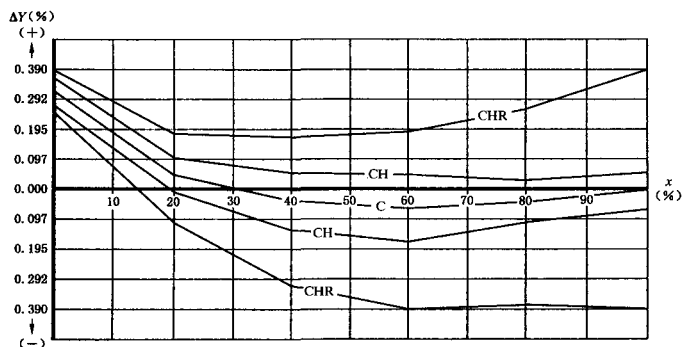
注:可以明显看出,本传感器作为一台具有被测量数字显示的测量装置,其总不确定度较差。然而,其按最佳参比直线算出的总不确定度却相当好。因而,如果该传感器具有特性调整手段,最好把给定工作直线调整成最佳参比直线。



C—Conformity; CH—Conformity and Hysteresis

CHR—Conformity and Hysteresis and Repeatability

图 C3 本例数据的相对于各数据自己的二次最佳参比曲线的符合度、回差、重复性的各种误差曲线



C—Conformity; CH—Conformity and Hysteresis
CHR—Conformity and Hysteresis and Repeatability

图 C4 本例数据的相对于传感器的二次最佳工作特性曲线的符合度、
回差、重复性的各种误差曲线

附录 D

(标准的附录)

变送器分项性能指标和综合性能指标计算示例

D1 变送器的总不确定度及其工作特性(方程)的计算原理

变送器的工作特性(方程)是给定的,不必再求。其各项性能指标的计算原理同于传感器。

D2 计算示例

表 D1 列出某变送器校准所得的数据(经检查,无可疑数据和不合理数据),其工作特性(方程)为:
 $Y = 2.0000 + 0.8000x$ 。现要求计算其各项性能指标和综合性能指标。

表 D1 变送器校准所得原始数据

行程	变送器的 输入量(x)	变送器的输出量(y)				
		y_1	y_2	y_3	y_4	y_5
↓ i 正行程 u	0.0	1.999 5	1.999 4	1.999 6	1.999 3	1.999 4
	2.0	3.596 6	3.596 8	3.596 3	3.596 6	3.596 7
	4.0	5.194 2	5.194 5	5.194 1	5.194 4	5.194 6
	6.0	6.795 7	6.795 5	6.795 3	6.795 6	6.795 6
	8.0	8.399 5	8.399 2	8.399 3	8.399 8	8.399 4
	10.0	9.998 7	9.998 9	9.998 6	9.998 7	9.998 9

表 D1(完)

行 程	变送器的 输入量(x)	变送器的输出量(y)				
		y_1	y_2	y_3	y_4	y_5
反行程 d $i \uparrow$	10.0	9.999 5	9.999 1	9.999 3	9.999 2	9.999 5
	8.0	8.399 6	8.400 0	8.399 5	8.399 9	8.399 7
	6.0	6.796 0	6.796 2	6.795 9	6.796 3	6.796 2
	4.0	5.194 3	5.194 7	5.194 4	5.194 6	5.194 8
	2.0	3.596 6	3.596 9	3.596 6	3.596 7	3.596 8
	0.0	1.999 7	1.999 6	1.999 9	1.999 7	1.999 5

D3 计算结果

计算原理原则上同传感器,计算过程从略。根据附录 E 中的 E3.2 的计算,判断本变送器为等精度变送器。下面列出等精度变送器两种计算结果。

线性度:

$$\xi_L = \pm 0.0320\% (\text{相对于最佳参比直线算出})$$

$$\xi_L = -0.0692\% (\text{相对于给定工作直线算出})$$

回差: $\xi_H = 0.0072\%$

重复性: $\xi_R = 0.0061\%$ (取 $c = t_{0.95} = 2.776$)

线性度加回差:

$$\xi_{LH} = \pm 0.0334\% (\text{相对于最佳参比直线算出})$$

$$\xi_{LH} = -0.0705\% (\text{相对于给定工作直线算出})$$

变送器的总不确定度(线性度加回差加重复性):

$$\xi_{LHR} = \pm 0.0395\% (\text{用 LHR 极限点相对于最佳参比直线算出})$$

$$\xi_{LHR} = -0.0766\% (\text{用 LHR 极限点相对于给定工作直线算出})$$

最佳参比直线方程: $Y = 1.9970 + 0.8000x$

下面,再列出本变送器按不等精度变送器两种计算结果,以供比对。

线性度:

$$\xi_L = \pm 0.0320\% (\text{相对于最佳参比直线算出})$$

$$\xi_L = -0.0692\% (\text{相对于给定工作直线算出})$$

回差: $\xi_H = 0.0072\%$

重复性: $\xi_R = 0.0080\%$ (取 $c = t_{0.95} = 2.776$)

线性度加回差: $\xi_{LH} = \pm 0.0334\% (\text{相对于最佳参比直线算出})$

$$\xi_{LH} = -0.0705\% (\text{相对于给定工作直线算出})$$

变送器的总不确定度(线性度加回差加重复性):

$$\xi_{LHR} = \pm 0.0401\% (\text{用 LHR 极限点相对于最佳参比直线算出})$$

$$\xi_{LHR} = -0.0777\% (\text{用 LHR 极限点相对于给定工作直线算出})$$

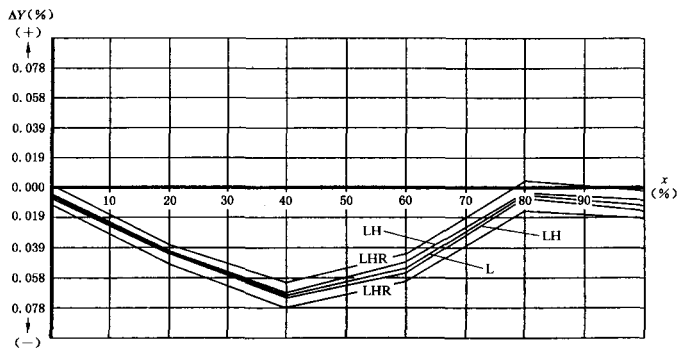
最佳参比直线方程: $Y = 1.9969 + 0.8000x$

本例的各误差曲线见图 D1 和 D2(均按不等精度变送器处理,以便能反映出它的未经统计处理的本来面貌)。

注

- 1 可以明显看出,按最佳参比直线算出的总不确定度比按给定工作直线算出总不确定度小得多。因而,如果变送器具有特性调整装置,最好把给定工作直线调整成最佳参比直线。

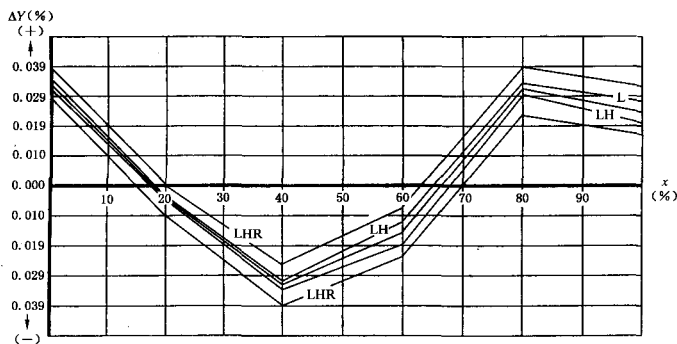
- 2 还可以看出,本等精度变送器的各项指标,按等精度计算和按不等精度计算,所得结果相近。这说明,等精度只是不等精度的一个特例。不等精度的计算理论上自然包括了等精度的计算。



L—Linearity; LH—Linearity and Hysteresis

LHR—Linearity and Hysteresis and Repeatability

图 D1 本例数据按变送器要求相对于给定的工作特性直线的线性度、回差、重复性的各种误差曲线



L—Linearity; LH—Linearity and Hysteresis

LHR—Linearity and Hysteresis and Repeatability

图 D2 本例数据按传感器要求相对于最佳的工作特性直线的线性度、回差、重复性的各种误差曲线

附 录 E

(标准的附录)

传感器等精度性的检验

E1 基本概念

所谓传感器具有等精度性,即指其各测量点处的方差虽然各不相同,但却具有相同的数学期望。传感器的不等精度性,从其一组校准数据来判断,可能是固有的,也可能是测量不精确或错误的操作所造成的。对于可能是等精度的传感器,若取其最大的一个方差来计算重复性,计算结果虽然偏于保守,但却更为保险。

E2 检验方法

设有 m 个总体 ($m \geq 3$), 它们分别遵从正态分布 $N(\mu, \sigma^2)$ 。现从 m 个总体中分别独立抽取容量均为 n 的 m 个样本, m 个样本的方差分别为 $S_1^2, S_2^2, \dots, S_m^2$, 现在要检验原假设 HH_0 :

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_m^2。$$

在本标准所涉及的传感器的具体情况下,实际上应检验 $2m$ 个样本的方差。检验方法以采用哈特利(Hartley)提出的方法最为简单。哈特利检验法使用的统计量为:

$$HH_{\max} = \frac{S_{\max}^2}{S_{\min}^2} \dots\dots\dots (E1)$$

式中: $S_{\max}^2$ —— $2m$ 个样本方差中的最大者;

$S_{\min}^2$ —— $2m$ 个样本方差中的最小者。

在给定显著性水平 α 下, $HH_{\max}$ 比哈特利检验法临界值表(见表 E1)中相应自由度下的临界值 $HH_{\alpha(2m,1)}$ 大的概率为:

$$P\{HH_{\max} \geq HH_{\alpha(2m,1)}\} = \alpha \dots\dots\dots (E2)$$

上式中, α 是一个很小的概率, 通常取为 0.05。根据小概率事件原理, 当 $HH_{\max} \geq HH_{\alpha(2m,1)}$ 时, 则拒绝接受原假设 HH_0 , 而当 $HH_{\max} \leq HH_{\alpha(2m,1)}$ 时, 则接受原假设 HH_0 。

表 E1 哈特利检验法临界值 $HH_{\alpha(2m,1)}$ 表

$n \backslash 2m$	显著性水平 $\alpha = 0.05$						
	10	12	14	16	18	20	22
3	550	704	866	1 032	1 204	1 380	1 560
4	104	124	144	163	182	201	221
5	45	52	58	64	70	76	82

E3 哈特利检验法计算示例

E3.1 对表 C1 所示传感器校准原始数据进行等精度性检验。

这里, $n=5, 2m=12$, 查表 E1 可得 $HH_{\alpha(2m,1)}=52$ 。根据表 C2 的数据, 可知:

$$HH_{\max} = \frac{S_{\max}^2}{S_{\min}^2} = \frac{1.172^2}{0.072^2} = 265 > 52$$

故表 C1 所示传感器不能通过等精度性检验,它即为不等精度传感器。

E3.2 对表 D1 所示变送器校准原始数据进行等精度性检验。

这里, $n=5, 2m=12$, 查表 E1 可得 $HH_{a(2m,1)}=52$ 。

计算过程从略, 可得结果如下: $HH_{\max}=4.08 < 52$, 故表 D1 所示变送器通过等精度性检验, 它即为等精度变送器。

附录 F

(提示的附录)

原始数据的预处理

F1 可疑数据的发现

F1.1 可疑数据

任何测量都可能产生可疑数据, 产生可疑数据的原因很复杂。可能是校准设备或被校传感器临时性的或偶然性的故障; 也可能是它们特性的难于预测的变化。含有可疑数据的原始数据不能代表被校传感器的正常性能, 故不宜用来计算传感器的性能指标。保留或删除可疑数据都应当很慎重。正确的作法是: 发现可疑数据, 排除产生可疑数据的真正原因, 重作校准, 在取得尽可能无可疑数据的原始数据后, 再作计算。

F1.2 统计检验法的一般原理

为检验正行程第 i 个校准点处的一个样本的第 j 个数据是否为可疑数据, 首先计算 $y_{0,i}$ 及 $S_{0,i}$ 。如果满足下列判别式:

$$\max |y_u(i, j) - \bar{y}_u(i)| > k S_{0,i} \quad \dots\dots\dots (F1)$$

则该 $y_u(i, j)$ 为可疑数据。式 F1 中的 k 为检验的置信因子, 通常按 95% 的置信度及样本元素个数来确定。为判定该样本是否还有另一个可疑数据, 可以用下面两种方法之一。

a) 从该样本中剔除该 $y_u(i, j)$, 然后重算 $\bar{y}_u(i)$ 及 $S_{0,i}$, 再用式 F1 检验该样本其余数据;

b) 令该 $y_u(i, j) = \bar{y}_u(i)$, 然后重算 $\bar{y}_u(i)$ 及 $S_{0,i}$, 再用式 F1 检验该样本数据。若传感器仅具小样本, 则不利于准确检验。本法不减样本元素, 故较前法为优, 且易于在计算机上实现。

F1.2.1 格拉布斯检验法

1950 年由 F. E. Grubbs 提出, 是现有多数文献公认的较为准确的检验法。其基本作法同于 F1.2 所述, 其按 95% 置信度的 k 因子与样本元素个数 n 的关系为:

表 F1

n	3	4	5	6	7	8	9	10
k	1.153	1.463	1.672	1.822	1.938	2.032	2.110	2.176

F1.2.2 AEDC 检验法

由美国空军阿诺德工程发展中心 (Arnold Engineering Development Center) 1980 年修订出版的一篇研究报告提出, 见文献 [15], 其检验原理同于格拉布斯检验法, 只是置信度的 k 因子在样本元素个数 n 增大时稍有不同, 它特别适合准确发现小样本的可疑数据。其基本作法也同 F1.2 所述, 其按 95% 置信度的 k 因子与样本元素个数 n 的关系见表 F2。

表 F2

n	3	4	5	6	7	8	9	10
k	1.154	1.435	1.634	1.782	1.896	1.988	2.064	2.127

F1.3 误差曲线检验法(全局观测法)

统计检验法并非万能。用 3 个元素的小样本来发现可疑数据几乎不可能。即使用 5 个元素的样本也嫌太小。在良好的校准条件下,性能正常的传感器在其满量程输入的校准过程中,其性能不可能发生突变,故可用计算机显示传感器的 CHR 等指标的误差曲线,而由这些误差曲线发生突变的情况来判定是否有可疑数据存在。这是在甚小样本(3~5 个元素)情况下发现可疑数据的一个较好的方法。

有的传感器的原始数据的分散性极小(即重复性极小,例如小于 0.01%),以至现有高精度校准设备和检测仪器,及通常的仔细校准操作已很难胜任精确测量,从而造成这时所测得的有效数字位数甚多的原始数据,反而容易被统计检验法判为含有“可疑数据”。这时,建议用误差曲线检验法,只要各误差曲线无明显的突变或不合理的起伏,其走向也合理,便可“容忍”这种“可疑数据”,而不必认为原始数据有问题。

F1.4 可疑数据发现示例

表 F3 所列某传感器校准所得原始数据,试用 AEDC 检验法及误差曲线检验法来发现其是否有可疑数据。

表 F3 传感器校准所得原始数据

行 程	传感器的 输入量(x)	传感器的输出量(y)				
		y_1	y_2	y_3	y_4	y_5
正行程 $\downarrow i$ 正行程 u	0.0	-2.774	-2.714	-2.681	-2.672	-2.663
	2.0	0.560	0.610	0.637	0.652	0.657
	4.0	3.945	3.987	4.022	4.037	4.042
	6.0	7.385	7.422	7.451	7.474	7.470
	8.0	10.875	10.920	10.940	10.944	10.964
	10.0	14.420	14.467	14.464	14.478	14.492
反行程 $\uparrow i$ 反行程 d	10.0	14.420	14.467	14.464	14.478	14.492
	8.0	10.944	10.881	10.985	10.985	11.011
	6.0	7.489	7.517	7.518	7.550	7.551
	4.0	4.052	4.090	4.107	4.106	4.122
	2.0	0.655	0.680	0.698	0.708	0.721
	0.0	-2.714	-2.681	-2.664	-2.651	-2.640

F1.4.1 按 AEDC 检验法,可发现 $y_6(6,1)$ 和 $y_5(6,1)$ 为可疑数据。

已知:

$$y_6(6,1) = y_5(6,1) = 14.420;$$

$$\bar{y}_6(6) = \bar{y}_5(6) = 14.4642;$$

$$S_{u,6}=S_{d,6}=0.02704;$$

$$k=1.634$$

因而

$$|y_u(6,1)-\bar{y}_u(6)|=0.04420>kS_{u,5}=0.04418;$$

$$|y_d(6,1)-\bar{y}_d(6)|=0.04420>kS_{u,5}=0.04418$$

从上述判别式可以看出, $y_u(6,1)$ 和 $y_d(6,1)$ 也只能算是“擦边离群”的可疑数据。在这种“两可”的情况下,便可借助误差曲线检验法来帮助判别是否需要采取措施处理它们。图 F1 所示为本例的误差曲线。从图上来看,此两数据点处的 CHR 曲线并无突变现象,故可考虑保留此两可疑数据。

F1.4.2 从图 F1 可明显看出,在反行程的 $x=0.8$ 处,CHR 曲线有向上突变的情况,故可怀疑此处有可疑数据。经查表 F3,发现 $y_d(5,2)=10.881$,明显离群,但 AEDC 检验法却未能发现。为此,进行复核。今知:

$$y_d(5,2)=10.881;$$

$$\bar{y}_d(5)=10.9612;$$

$$S_{d,5}=0.05084;$$

$$k=1.634$$

因而

$$|y_d(5,2)-\bar{y}_d(5)|=0.08020<kS_{u,5}=0.08307$$

故判定 $y_d(5,2)$ 不是可疑数据,但也只是一个“擦边不离群”的好数据。这时,宜按误差曲线所示,追查 CHR 曲线发生向上突变的真正原因,并予以改正。

附带说明,对于表 F3 的数据,若用格拉布斯检验法处理,将全部判为非可疑数据。

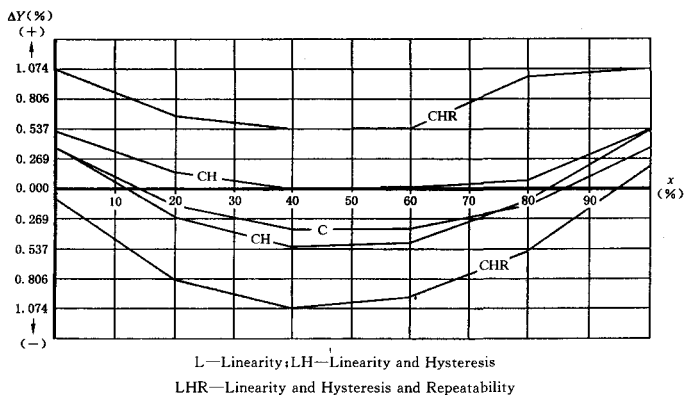


图 F1 本例数据按传感器要求相对于最佳的工作特性直线的线性度、回差、重复性的各种误差曲线

F2 不合理数据的发现

F2.1 不合理数据

有的原始数据,按前面的两种统计检验法检验都能通过,但实际又有问题。这样的数据可归类为不合理数据。不合理数据一般有下列几种情况:

- 同一校准点处的一组测得数据相对于测量循环具有明显的渐增性或渐减性。这可用一系列的相

邻数据对的两个数据,例如 $y_a(i, j)$ 和 $y_a(i, j+1)$ 的相对大小来判断。这种不合理数据可能由于传感器的零点漂移、热零点偏移或热满量程输出偏移等原因造成。这种偏移如果由环境温度变化引起,可在稳定环境温度之后,再作校准。

b) 在传感器的测量上限处回差为零。例如,有的传感器的校准规程规定在测量上限处所加被测量应稍超限才作反行程。如果被测量不稍超限就作反行程,将造成测量上限处回差为零。

c) 回差为负值。这可能由于传感器的零点漂移、热零点偏移或热满量程输出偏移等原因造成。也可能由于测量仪器切换量程、工作粗心或校准工作条件的其他变化造成。也可能是传感器本身的问题。应该排除环境或其他因素影响之后,再作校准。

d) 重复性数值变化剧烈,甚至出现为零的重复性。这可能由于粗心的操作、测量仪器的不确定度(精度)或量程选择不当、测量仪器读数的有效数字位数选取不够所致。

F2.2 不合理数据发现示例

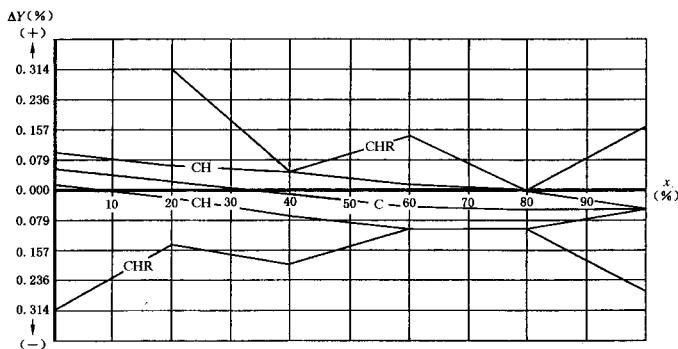
表 F4 用计算机检查表 C1、表 D1 和表 F3 原始数据的不合理数据的结果

检查项目	递增相邻数据对的 相对个数	递减相邻数据对的 相对个数	相等相邻数据对的 相对个数	$H=0$	H 为负值
表 C1	50.00%	50.00%	0.00%	0.0%	0.0%
表 D1	56.25%	41.67%	2.08%	0.0%	0.0%
表 F3	87.50%	10.42%	2.08%	100%	3.3%

a) 从表 F4 可见,可以认为表 C1 和表 D1 的原始数据明显不含不合理数据。表 C1 的原始数据的判定结果还表明,它乃是不含不合理数据的典型情况。

b) 我们来考察表 F3 数据,可发现随测量循环的增加,实测数据具有明显的递增性,从表 F4 也可看出,递增相邻数据对的相对个数与递减相邻数据对的相对个数相差悬殊。这种原始数据可能具有明显的温度影响成分,用它不可能准确地算出传感器的性能指标,故不宜用于校准计算。

c) 图 F2 所示为某传感器($m=6, n=3$, 原始数据从略)的误差曲线。由于校准只有 3 个循环,故用前面的统计检验法无法准确发现可疑数据。除了在传感器的测量上限处回差为零属于一种不合理情况之外,经判定无其他不合理数据。但从图 F2 可看出,其 CHR 曲线变化剧烈,且无规律,非常不合理。因而,可以判定本传感器的实测数据是有问题的,不宜用于校准计算。



L—Linearity; LH—Linearity and Hysteresis
LHR—Linearity and Hysteresis and Repeatability

图 F2 某传感器的相对于最佳工作特性直线的线性度、回差、重复性的各种误差曲线

附录 G

(提示的附录)

传感器不确定度计算的基本原理

G1 测量不确定度分量(components of measurement uncertainty)

测量不确定度乃是表征被测量的真值在某个范围内的一种评定,而测量误差则是测量值和被测量的真值之差。不确定度一般由若干不确定度分量组成:

$S_1, S_2, \dots, S_i, \dots$ (A类分量,使用统计方法求出)

$b_1, b_2, \dots, b_i, \dots$ (B类分量,用非统计方法求出)

G2 合成[标准]不确定度(combined [standard] uncertainty)

$$U_c = \sqrt{\sum (S_i^2 + b_i^2) + 2 \sum_{k < l} \text{cov}(\sigma_k, \sigma_l)} \quad \dots\dots\dots (G1)$$

式中: $\text{cov}(\sigma_k, \sigma_l)$ ——为两任意分量 σ_k, σ_l (可为 S_i 和 b_j 中的任意一个)间的协方差。此协方差又可用相关系数 ρ_{kl} 来表示, $\text{cov}(\sigma_k, \sigma_l) = \rho_{kl} \sigma_k \sigma_l$

G3 传感器的合成不确定度(combined uncertainty of a transducer)

对于一台具体的单输入/单输出型传感器,在其第 i 个校准点处,传感器的总偶然误差 S_i 可视为上述 A 类不确定度的唯一分量;而传感器的总系统误差 b_i 则可视为上述 B 类不确定度的唯一分量。因而,传感器在该校准点处的合成不确定度可表示为:

$$U_i = \sqrt{b_i^2 + S_i^2 + 2\rho_{i,(AS)}b_iS_i} \quad \dots\dots\dots (G2)$$

式中: $\rho_{i,(AS)}$ ——在第 i 个校准点处 b 和 S 的相关系数。

在传感器中,系统误差和偶然误差都由同一组实测数据算出,从而 b 和 S 相关,因而可取 $\rho_{i,(AS)} = 1$ 。故在本情况下,传感器在第 i 个校准点处的合成不确定度的表达式可简化为:

$$U_i = b_i + S_i \quad \dots\dots\dots (G3)$$

G4 传感器的总不确定度(overall uncertainty)

传感器的总不确定度又称展伸不确定度(expanded uncertainty)。在 t 分布情况下,当样本只有 3~5 个元素时,合成不确定度的置信度大约在 60%~70%之间,这对多数应用来说都嫌不够。所以,通常将合成不确定度乘以一个包含因子,以获得总不确定度:

$$U_i = cU_i = cb_i + cS_i \quad \dots\dots\dots (G4)$$

式中: c ——包含因子。对于 t 分布,在 3.7.2 中已取 $c = t_{0.95}$,以获得 95% 的置信度;

cb_i ——令 $cb_i = B_i$,称为传感器在第 i 个校准点处的总系统误差的极限值,可用常规的非统计方法求出;

cS_i ——传感器在第 i 个校准点处的总偶然误差的极限值。本标准取 t 分布,

$$cS_i = t_{0.95}S_i$$

因而,传感器在第 i 个校准点处的总不确定度的表达式便可取下面的形式:

$$U_i = \pm (B_i + t_{0.95}S_i) \quad \dots\dots\dots (G5)$$

G5 传感器的相对总不确定度(relative overall uncertainty)

用传感器满量程输出 Y_{FS} 的百分比来表示的,传感器在其满量程工作范围内的总不确定度,即为相对总不确定度(简称传感器的总不确定度。因其具有基本误差性质,亦称传感器的基本不确定度)。这就是本标准所使用的总不确定度形式。能体现实际不确定区域概念的总不确定度公式为:

$$U_r = \pm \frac{\max |B_i + t_{0.95} S_i|}{Y_{FS}} \times 100\% \quad \dots\dots\dots (G6)$$

式中: B_i ——传感器在第 i 个校准点处的总系统误差的极限值,可用常规非统计方法求出;

$t_{0.95} S_i$ ——传感器在第 i 个校准点处的总偶然误差的极限值。 S_i 为在第 i 个校准点处的样本标准偏差。

附 录 H

(提示的附录)

参 考 文 献

- [1] IEC 60770-1:1999 Transmitters for use in industrial-process control systems Part 1:Methods for performance Evaluation
- [2] IEC 60050(351):1999(第二版) International electrotechnical vocabulary-Part 351:Automatic control
- [3] IEC 61298:1995 Process Measurement and Control Devices,General Methods and Procedures for Evaluating Performance Part 1:General Considerations;Part 2:Tests under Reference Conditions
- [4] SAMA PMC20.1:1973 Process Measurement and Control Terminology (An Industrial Standard of American Scientific Apparatus Makers Association (endorsed by ISA))
- [5] ANSI/ISA-S37.1:1975(Revised 1982,formerly ANSI MC6.1-1975) Electrical Transducer Nomenclature and Terminology (American National Standard)
- [6] JISC 1803-1987 工业过程测量和控制装置性能表示通则
- [7] JJF(航空)009:1983 线性压力传感器主要静态性能指标计算方法
- [8] QJ 28—1998 压力传感器不确定度计算方法
- [9] GB/T 17614.1—1998 工业过程控制系统用变送器 第1部分:性能评定方法
- [10] GJB 1523—1992 精密线绕电位器总规范
- [11] GB/T 13983—1993 仪器仪表基本术语
- [12] GB/T 4475—1995 敏感元件名词术语
- [13] GB/T 7665—1987 传感器通用术语
- [14] JJF 1027—1991 测量误差及数据处理
- [15] R. B. Abernethy and J. W. Thompson, Measurement Uncertainty Handbook, Revised 1980
A reprint of NTIS AEDC-TR-73-5 Handbook—Uncertainty in Gas Turbine Measurements
(Sponsored by the Aerospace Industries Division of the Instrument Society of America)
- [16] 刘智敏. 不确定度原理, 计量出版社, 1993年6月第一版
- [17] 李化平. 物理测量的误差评定. 高等教育出版社, 1993年10月第一版
- [18] 邓勃. 数理统计方法在分析测试中的应用. 化学工业出版社, 1984年11月第一版
- [19] 孙德辉. 传感器线性度计算方法的研究, 仪器仪表标准化信息. No. 2, 1987

- [20] 孙德辉. 传感器符合度计算方法的研究, 仪器仪表标准化信息, No. 4, 1987
 - [21] 孙德辉. 端基直线和平移端基直线的计算方法和用法讨论, 计测技术, No. 3, 1987
 - [22] 孙德辉. 传感器线性精度计算方法的选用问题, 传感器技术, No. 3, 1984
 - [23] 孙德辉. 直接处理传感器总精度的一种方法——极限点法, 计量技术, No. 2, 1986
-