ICS 17.040.10
J 04

中华人民共和国国家标准化指导性技术文件

GB/Z 24636.4—2009

产品几何技术规范(GPS)
统计公差
第4部分:基于给定置信水平的统计公差设计

Geometrical Product Specifications(GPS)—
Statistical tolerance—
Part 4:Statistical tolerance design based on given confidence levels

2009-11-15 发布　　2010-09-01 实施

中华人民共和国国家质量监督检验检疫总局
中国国家标准化管理委员会　发布

目　次

前　　言

GB/Z 24636《产品几何技术规范(GPS)　统计公差》分为如下五部分：

——第1部分：术语、定义和基本概念；

——第2部分：统计公差值及其图样标注；

——第3部分：零件批(过程)的统计质量指标；

——第4部分：基于给定置信水平的统计公差设计；

——第5部分：装配批(孔、轴配合)的统计质量指标。

本部分为GB/Z 24636的第4部分。

本部分的附录A为规范性附录，附录B、附录C和附录D为资料性附录。

本部分由全国产品尺寸和几何技术规范标准化技术委员会提出并归口。

本部分起草单位：山东理工大学、中机生产力促进中心、浙江亚太机电股份有限公司、郑州大学、中原工学院、西安交通大学。

本部分主要起草人：张宇、熊焜、黄国兴、张琳娜、赵则祥、景蔚萱。

产品几何技术规范(GPS) 统计公差 第4部分:基于给定置信水平的统计公差设计

1 范围

GB/Z 24636 的本部分规定了基于给定置信水平的统计公差相关的术语、符号、计算公式及设计方法。

本部分适用于应用统计过程控制的线性尺寸,特别是具有较高公差等级的配合尺寸;也适用于具有双侧规范限且应用统计过程控制的计量型质量特性。

2 规范性引用文件

下列文件中的条款通过 GB/Z 24636 的本部分的引用而成为本部分的条款。凡是注日期的引用文件,其随后所有的修改单(不包括勘误的内容)或修订版均不适用于本部分,然而,鼓励根据本部分达成协议的各方研究是否可使用这些文件的最新版本。凡是不注日期的引用文件,其最新版本适用于本部分。

GB/Z 20308 产品几何技术规范(GPS) 总体规划(GB/Z 20308—2006,ISO/TR 14638:1995,MOD)

3 基本概念

3.1 统计参数的点估计

3.1.1 过程能力指数 C_p 的点估计值 $\hat{C}_p$

$$\hat{C}_p = \frac{USL - LSL}{6\hat{\sigma}} = \frac{T}{6\hat{\sigma}} \qquad \cdots\cdots(1)$$

注:式中标准差点估计值 $\hat{\sigma}$ 可根据数据来源的控制图种类按三种表示方式之一计算,参见附录C。

$$S = \hat{\sigma}_S = \sqrt{\frac{1}{mn-1}\sum_{i=1}^{m}(x_i - \hat{\mu})^2}; \qquad \hat{\sigma}_{\overline{R}} = \frac{\overline{R}}{d_2}; \qquad \hat{\sigma}_{\bar{s}} = \frac{\bar{s}}{c_4}$$

3.1.2 过程偏移相关参数 k 的点估计值 $\hat{k}$

如果用总体均值的估计值 $\hat{\mu}$(或 $\overline{\overline{x}}$)替代 k 的公式中的理论值 μ,得到的估计值(或点估计)$\hat{k}$:

$$\hat{k} = \frac{\hat{\mu} - M}{T/2} = \frac{\overline{\overline{x}} - M}{T/2} = \frac{2\hat{\Delta}}{T} \qquad \cdots\cdots(2)$$

式中:

M——公差带中心值;

$\hat{\Delta}$——总体均值的估计值 $\hat{\mu}$(或 $\overline{\overline{x}}$)对 M 的偏移。

3.2 基于给定置信水平的统计参数的置信区间

3.2.1 基于给定置信水平 $100(1-\alpha)\%$ 的过程均值 μ 的置信区间

3.2.1.1 标准差已知情形

以一定的置信概率 $1-\alpha$ 得到总体均值 μ 的置信区间如下。

双侧 $100(1-\alpha)\%$ 置信区间:

$$\hat{\mu} - z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{mn}} \leqslant \mu \leqslant \hat{\mu} + z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{mn}} \quad \cdots\cdots\cdots (3)$$

式中：

$z_{\alpha/2}$ ——标准正态分布的右侧 $\alpha/2$ 分位点。

单侧 100(1－α)%置信区间下限 $\mu_{1-\alpha(\min)}$：$\hat{\mu} - z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{mn}}$

单侧 100(1－α)%置信区间上限 $\mu_{1-\alpha(\max)}$：$\hat{\mu} + z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{mn}}$

3.2.1.2 标准差未知情形

以一定的置信概率 1－α 得到总体均值 μ 的置信区间如下。

双侧 100(1－α)%置信区间：

$$\hat{\mu} - t_{\alpha/2,\nu} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{mn}} \leqslant \mu \leqslant \hat{\mu} + t_{\alpha/2,\nu} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{mn}} \quad \cdots\cdots\cdots (4)$$

式中：

ν ——t 分布的自由度；

$t_{\alpha/2,\nu}$ ——t 分布的右侧 $\alpha/2$ 分位数。

单侧 100(1－α)%置信区间下限 $\mu_{1-\alpha(\min)}$：$\hat{\mu} - t_{\alpha,\nu} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{mn}}$

单侧 100(1－α)%置信区间上限 $\mu_{1-\alpha(\max)}$：$\hat{\mu} + t_{\alpha,\nu} \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{mn}}$

3.2.2 基于给定置信水平 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%的过程标准差 $\boldsymbol{\sigma}$ 的单侧置信区间

统计过程控制中，过程标准差 σ 是过程波动的度量，越小越好，通常更关注单侧 100(1－α)%置信区间上限。

当过程应用统计过程控制，质量特性值服从正态分布，标准差的估计值用 $\hat{\sigma}_S$，$\hat{\sigma}_{\bar{s}}$ 和 $\hat{\sigma}_{\bar{R}}$ 分别表示时，基于 1－α 置信概率的标准差 σ 的单侧置信区间上限有三种表示方式。

3.2.2.1 标准差的估计值用 $\hat{\sigma}_S$ 表示时 $\boldsymbol{\sigma}$ 的 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%置信区间上限

$$\sigma_{S,1-\alpha(\max)} = \hat{\sigma}_S \sqrt{\frac{\nu}{\chi^2_{1-\alpha,\nu}}} = S \sqrt{\frac{\nu}{\chi^2_{1-\alpha,\nu}}} \quad \cdots\cdots\cdots (5)$$

式中：

$\nu = mn - 1$——$\chi^2(\nu)$分布自由度；

$\chi^2_{1-\alpha,\nu}$——$\chi^2(\nu)$分布的 1－α 分位数。

3.2.2.2 标准差的估计值用 $\hat{\sigma}_{\bar{s}}$ 表示时 $\boldsymbol{\sigma}$ 的 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%置信区间上限

$$\sigma_{\bar{s},1-\alpha(\max)} = \hat{\sigma}_{\bar{s}} \sqrt{\frac{\nu}{\chi^2_{1-\alpha,\nu}}} = \frac{\bar{s}}{c_4} \sqrt{\frac{\nu}{\chi^2_{1-\alpha,\nu}}} \quad \cdots\cdots\cdots (6)$$

式中：

$\nu = f_n m(n-1)$——$\chi^2(\nu)$分布自由度；

m——样本个数；

n——样本大小(容量)；

c_4——和样本大小相关的系数。

f_n和 c_4数值见表 1 和表 2。

表 1 系数 f_n数值表

n	2	3	4	5	6	7	8	9	10
f_n	0.88	0.92	0.94	0.95	0.96	0.96	0.97	0.97	0.98

表 2　系数 c_4 数值表

n	2	3	4	5	6	7	8	9	10
c_4	0.797 9	0.886 2	0.921 3	0.940 0	0.951 5	0.959 4	0.965 0	0.969 3	0.972 7

3.2.2.3　标准差的估计值用 $\hat{\sigma}_{\bar{R}}$ 表示时 $\boldsymbol{\sigma}$ 的 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%置信区间上限

$$\sigma_{\bar{R},1-\alpha(\max)}=\hat{\sigma}_{\bar{R}}\sqrt{\frac{\nu}{\chi^2_{1-\alpha,\nu}}}=\frac{\overline{R}}{d_2}\sqrt{\frac{\nu}{\chi^2_{1-\alpha,\nu}}} \qquad \cdots\cdots(7)$$

式中：

$\nu=0.9m(n-1)$——$\chi^2(\nu)$分布自由度；

d_2——和样本大小相关的系数，数值见表 3。

表 3　系数 d_2 数值表

n	2	3	4	5	6	7	8	9	10
d_2	1.128	1.693	2.059	2.326	2.534	2.704	2.847	2.970	3.078

3.2.3　基于给定置信水平 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%的过程能力指数 $\boldsymbol{C}_\mathrm{p}$ 的置信区间

3.2.3.1　$\boldsymbol{C}_\mathrm{p}$ 的双侧 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%置信区间

$$\hat{C}_\mathrm{p}\sqrt{\frac{\chi^2_{1-\alpha/2,\nu}}{\nu}}\leqslant C_\mathrm{p}\leqslant\hat{C}_\mathrm{p}\sqrt{\frac{\chi^2_{\alpha/2,\nu}}{\nu}} \qquad \cdots\cdots(8)$$

式中：

$\chi^2_{1-\alpha/2,\nu}$ 和 $\chi^2_{\alpha/2,\nu}$ 分别为具有自由度 ν 的 χ^2 分布的下侧 $\alpha/2$ 分位点和上侧 $\alpha/2$ 分位点。

自由度 ν 由计算 $\hat{C}_\mathrm{p}$ 时的标准偏差 σ 的估计值 $\hat{\sigma}$ 确定，分别为：

对于 $\hat{\sigma}=\hat{\sigma}_S$，$\nu=mn-1$；对于 $\hat{\sigma}=\hat{\sigma}_{\bar{s}}$，$\nu=f_n m(n-1)$；对于 $\hat{\sigma}=\hat{\sigma}_{\bar{R}}$，$\nu=0.9m(n-1)$。

3.2.3.2　$\boldsymbol{C}_\mathrm{p}$ 的单侧 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%置信区间下限 $\boldsymbol{C}_{\mathrm{p},1-\alpha(\min)}$

为了保证过程满足某个 C_p 目标值，C_p 的实际值应大于等于 C_p 目标值。所以，应主要考虑单侧 100(1－α)%置信区间的下限 $C_{\mathrm{p},1-\alpha(\min)}$，计算公式如下：

$$C_{\mathrm{p},1-\alpha(\min)}=\hat{C}_\mathrm{p}\sqrt{\frac{\chi^2_{1-\alpha,\nu}}{\nu}} \qquad \cdots\cdots(9)$$

式中：

$\chi^2_{1-\alpha,\nu}$——χ^2 分布的分位数。

自由度 ν 取值方法见 3.2.3.1。

3.2.4　基于给定置信水平 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%的过程偏移参数 $\boldsymbol{k}$ 的置信区间

3.2.4.1　$\boldsymbol{k}$ 的双侧 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%置信区间

C_p 已知时，偏移参数 k 的双侧 100(1－α)%置信区间为：

$$\hat{k}-z_{\alpha/2}\frac{1}{3C_\mathrm{p}\sqrt{mn}}\leqslant k\leqslant\hat{k}+z_{\alpha/2}\frac{1}{3C_\mathrm{p}\sqrt{mn}} \qquad \cdots\cdots(10)$$

C_p 未知时，偏移参数 k 的双侧 100(1－α)%置信区间为：

$$\hat{k}-t_{\alpha/2,\nu}\frac{1}{3\hat{C}_\mathrm{p}\sqrt{mn}}\leqslant k\leqslant\hat{k}+t_{\alpha/2,\nu}\frac{1}{3\hat{C}_\mathrm{p}\sqrt{mn}} \qquad \cdots\cdots(11)$$

3.2.4.2　$\boldsymbol{k}$ 的单侧 100(1－$\boldsymbol{\alpha}$)%置信区间

用 $k_{\mathrm{U},1-\alpha}$ 表示 k 的单侧 100(1－α)%置信区间上限，$k_{\mathrm{L},1-\alpha}$ 表示 k 的单侧 100(1－α)%置信区间下限，表 4 和表 5 给出 k 为正、负值时的单侧 100(1－α)%置信区间上、下限。

表 4　k 为正值时的单侧 100(1－α)%置信区间

k 的单侧 100(1－α)% 置信区间	C_p已知时	C_p未知时
上限：$k_{U,1-\alpha}$	$\hat{k}+z_\alpha \dfrac{1}{3C_p\sqrt{mn}}$	$\hat{k}+t_{\alpha,\nu}\dfrac{1}{3\hat{C}_p\sqrt{mn}}$
下限：$k_{L,1-\alpha}$	$\max\left(0,\hat{k}-z_\alpha \dfrac{1}{3C_p\sqrt{mn}}\right)$	$\max\left(0,\hat{k}-t_{\alpha,\nu}\dfrac{1}{3\hat{C}_p\sqrt{mn}}\right)$

表 5　k 为负值时的单侧 100(1－α)%置信区间

k 的单侧 100(1－α)% 置信区间	C_p已知时	C_p未知时
上限：$k_{U,1-\alpha}$	$\min\left(0,\hat{k}+z_\alpha \dfrac{1}{3C_p\sqrt{mn}}\right)$	$\min\left(0,\hat{k}+t_{\alpha,\nu}\dfrac{1}{3\hat{C}_p\sqrt{mn}}\right)$
下限：$k_{L,1-\alpha}$	$\hat{k}-z_\alpha \dfrac{1}{3C_p\sqrt{mn}}$	$\hat{k}-t_{\alpha,\nu}\dfrac{1}{3\hat{C}_p\sqrt{mn}}$

对于偏移参数 k，其绝对值越小越好，应主要考虑置信区间绝对值偏大方向的界限。即 k 为正值时其单侧置信区间上限和 k 为负值时的单侧置信区间下限。二者可统一为 $|k|_{U,1-\alpha}$ 。

C_p已知时，k 的单侧 100(1－α)%置信区间上限：

$$|k|_{U,1-\alpha}=|\hat{k}|+z_\alpha\frac{1}{3C_p\sqrt{mn}} \qquad (12)$$

C_p未知时，k 的单侧 100(1－α)%置信区间上限：

$$|k|_{U,1-\alpha}=|\hat{k}|+t_{\alpha,\nu}\frac{1}{3\hat{C}_p\sqrt{mn}} \qquad (13)$$

3.2.5　C_{pk}的 100(1－α)%置信区间

3.2.5.1　C_{pk}的双侧 100(1－α)%置信区间

$$\hat{C}_{pk}\left[1-z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{1}{9mn\hat{C}_{pk}^2}+\frac{1}{2(mn-1)}}\right]\leqslant C_{pk}\leqslant\hat{C}_{pk}\left[1+z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{1}{9mn\hat{C}_{pk}^2}+\frac{1}{2(mn-1)}}\right] \qquad (14)$$

3.2.5.2　C_{pk}的单侧 100(1－α)%置信区间下限 $C_{pk,1-\alpha(\min)}$

为了保证过程满足某个 C_{pk}目标值，C_{pk}的实际值应大于等于 C_{pk}目标值。所以，应主要考虑单侧 100(1－α)%置信区间的下限 $C_{pk,1-\alpha(\min)}$，计算公式如下：

$$C_{pk,1-\alpha(\min)}=\hat{C}_{pk}\left[1-z_\alpha\sqrt{\frac{1}{9mn\hat{C}_{pk}^2}+\frac{1}{2(mn-1)}}\right] \qquad (15)$$

3.3　估计值的统计公差

3.3.1　基于给定置信水平 100(1－α)%的标准差估计值 $\hat{\sigma}$ 的统计公差

基于给定置信水平 100(1－α)%的标准差估计值 $\hat{\sigma}$ 的统计公差用 $\hat{\sigma}^*_{1-\alpha}$表示：

$$\hat{\sigma}^*_{1-\alpha}=\frac{\sigma^*}{\sqrt{\nu/\chi^2_{1-\alpha,\nu}}} \qquad (16)$$

式中：

σ^*——预先设定的标准偏差的统计公差。

3.3.2　基于给定置信水平 100(1－α)%的过程能力指数估计值$\hat{C}_p$ 的统计公差

根据质量目标确定的统计公差是以理论值的形式给出过程能力指数 C_p^* 。当采用抽样数据以估计

值$\hat{C}_p$评价过程能力时，以置信概率 $1-\alpha$ 满足 $C_p \geqslant C_p^*$ 的估计值的统计公差用$\hat{C}_{p,1-\alpha}^*$表示：

$$\hat{C}_{p,1-\alpha}^* = \frac{C_p^*}{\sqrt{\chi_{1-\alpha,\nu}^2/\nu}} \quad \cdots\cdots(17)$$

3.3.3　**基于给定置信水平 100(1－α)%的过程偏移相关参数估计值的统计公差**

以给定置信水平 $100(1-\alpha)\%$满足$|k| \leqslant k^*$ 的估计值$\hat{k}$的统计公差。

根据质量目标确定的统计公差是以理论值的形式给出过程偏移系数控制界限值 k^*。当采用抽样数据以估计值$\hat{k}$评价过程偏移，以置信概率 $1-\alpha$ 满足控制条件$|k| \leqslant k^*$时，$\hat{k}$的统计公差为$\hat{k}_{1-\alpha}^*$，且

$$\hat{k}_{1-\alpha}^* = \max\left(0, k^* - \frac{t_{\alpha,\nu}}{3C_p^* \sqrt{mn}}\right) \quad \cdots\cdots(18)$$

特定条件下估计值$\hat{C}_p$ 和$\hat{k}$的统计公差表见附录 B。

4　基于给定置信水平的过程质量指标的置信区间

过程优等率(或中间区率)P_c 越大越好，所以应关注其中置信区间下限。过程不合格品率 P_d 和过程平均损失率 P_{ql}越小越好，应关注其单侧置信区间上限。

4.1　过程质量指标的单侧置信区间计算步骤

4.1.1　明确已知条件：过程能力指数 C_p 的估计值$\hat{C}_p$、过程偏移参数的估计值$\hat{k}$。

4.1.2　用 $\alpha_{C_p<C_{p,1-\alpha(\min)}}=\alpha_1$ 表示过程能力指数 C_p小于置信区间下限的风险；用 $\alpha_{k>k_{U,i-\alpha}}=\alpha_2$ 表示过程偏移参数超出置信区间上限的风险；选择 α_1 和 α_2 的数值。通常，为简化计算，推荐 $\alpha_1=\alpha_2=\alpha$。α 数值见附录 A 中表 A.1。

4.1.3　计算过程能力指数 C_p的 $100(1-\alpha)\%$置信区间下限

$$C_{p,1-\alpha(\min)} = \hat{C}_p \sqrt{\frac{\chi_{1-\alpha,\nu}^2}{\nu}}$$

4.1.4　计算过程偏移参数 k 的 $100(1-\alpha)\%$置信区间上限

$$|k|_{U,1-\alpha} = |\hat{k}| + t_{\alpha,\nu}\frac{1}{3\hat{C}_p\sqrt{mn}}$$

4.1.5　计算过程质量指标的单侧置信区间界限

将 C_p的 $100(1-\alpha)\%$置信区间下限和 k 的 $100(1-\alpha)\%$置信区间上限代入过程质量指标的理论值公式(见 GB/Z 24636.3—2009 表 1)将以置信概率 $1-\alpha^2$ 得到所求的过程质量指标的单侧置信区间界限。

4.2　过程不合格品率的单侧 100(1－α^2)%置信区间上限 $P_{d,1-\alpha^2(\max)}$

$$P_{d,1-\alpha^2(\max)} = \{\Phi[-3C_{p,1-\alpha(\min)}(1+|k|_{U,1-\alpha})]+1-\Phi[3C_{p,1-\alpha(\min)}(1-|k|_{U,1-\alpha})]\}\times 100\% \quad \cdots\cdots(19)$$

4.3　过程优等率(或中间区率)的单侧 100(1－α^2)%置信区间下限 $P_{c,1-\alpha^2(\min)}$

对于优等区(或中间区)宽度为公差带宽度的三分之一的情况：

$$P_{c,1-\alpha^2(\min)} = \{\Phi[C_{p,1-\alpha(\min)}(1-3|k|_{U,1-\alpha})]-\Phi[-C_{p,1-\alpha(\min)}(1+3|k|_{U,1-\alpha})]\}\times 100\% \quad \cdots\cdots(20)$$

对于优等区(或中间区)宽度为公差带宽度的二分之一的情况：

$$P_{c,1-\alpha^2(\min)} = \{\Phi[1.5C_{p,1-\alpha(\min)}(1-2|k|_{U,1-\alpha})]-\Phi[-1.5C_{p,1-\alpha(\min)}(1+2|k|_{U,1-\alpha})]\}\times 100\% \quad \cdots\cdots(21)$$

4.4　过程平均质量损失率的单侧 100(1－α^2)%置信区间上限 $P_{ql,1-\alpha^2(\max)}$

$$P_{ql,1-\alpha^2(\max)} = \left[\frac{1}{(3C_{p,1-\alpha(\min)})^2}+(|k|_{U,1-\alpha})^2\right]\times 100\% \quad \cdots\cdots(22)$$

附　录　A
（规范性附录）
基于给定置信水平的统计公差设计及应用示例

A.1　置信概率 $1-\alpha$ 的选择

如果置信概率 $1-\alpha$ 均按相同要求，将以置信概率 $1-\alpha_1\times\alpha_2$ 保证过程质量指标。因此，α 值的选择直接关系到保证过程质量指标的置信概率和抽样方案。表 A.1 给出保证过程质量指标的置信概率的过程能力指数及偏移参数置信概率推荐表。

表 A.1　保证过程质量指标的置信概率的过程能力指数及偏移参数置信概率推荐表

过程质量指标的置信概率 $1-\alpha_1\times\alpha_2$	过程能力指数的置信概率 $1-\alpha$	偏移参数的置信概率 $1-\alpha$	α
0.99	0.9	0.9	0.1
0.95	0.78	0.78	0.12
0.90	0.68	0.68	0.32

通常，为简化计算，推荐 $\alpha_1=\alpha_2=\alpha=0.1$。

A.2　面向质量指标的统计公差形式选择

理论上，在非自相关过程中，过程的标准差和过程均值是相互独立的统计参数。因此，可以按两者已知或未知分别给出统计公差。表 A.2 给出四种情形的面向质量指标的统计公差形式。

表 A.2　四种情形的面向质量指标的统计公差形式推荐表

情形	标准差	过程均值	C_p 的统计公差	k 的统计公差
1	$\sigma=\sigma_0$	$\mu=\mu_0$	C_p^*	k^*
2	$\sigma=\sigma_0$	未知	C_p^*	$\hat{k}_{1-\alpha}^*$
3	未知	$\mu=\mu_0$	$\hat{C}_{p,1-\alpha}^*$	k^*
4	未知	未知	$\hat{C}_{p,1-\alpha}^*$	$\hat{k}_{1-\alpha}^*$
注：μ_0 和 σ_0 表示均值和标准差已知数值。				

如果过程的标准差和过程均值均已知，则应按情形 1 给定理论值的统计公差。

如果在过程动态监控中，以近期抽样数据的统计参数作为过程的统计参数的估计值，则应按情形 4 给定估计值统计公差。

A.3　基于给定置信水平的面向过程质量目标的统计公差设计示例

某型号发动机活塞销直径尺寸要求为：$\phi 35h5(^{0}_{-0.011})$，以监控其最后精磨工序的过程不合格品率为例，C_p 值历史数据为 1.3，过程质量要求：$P_d\leqslant 0.016\%$，采用来自均值-极差分析用控制图的数据得到估计值 $\hat{C}_p$ 和 $\hat{k}$，以置信概率 0.99 保证预期质量目标 $P_d\leqslant 0.016\%$，求：

1）　二维统计公差（C_p^*，k^*）；

2）　确定分析用控制图的子组大小 n 和子组个数 m；

3）　满足过程质量要求的估计值 $\hat{C}_p$ 和 $\hat{k}$ 的统计公差。

步骤如下：

——确定满足预期质量目标的理论值表示的统计公差