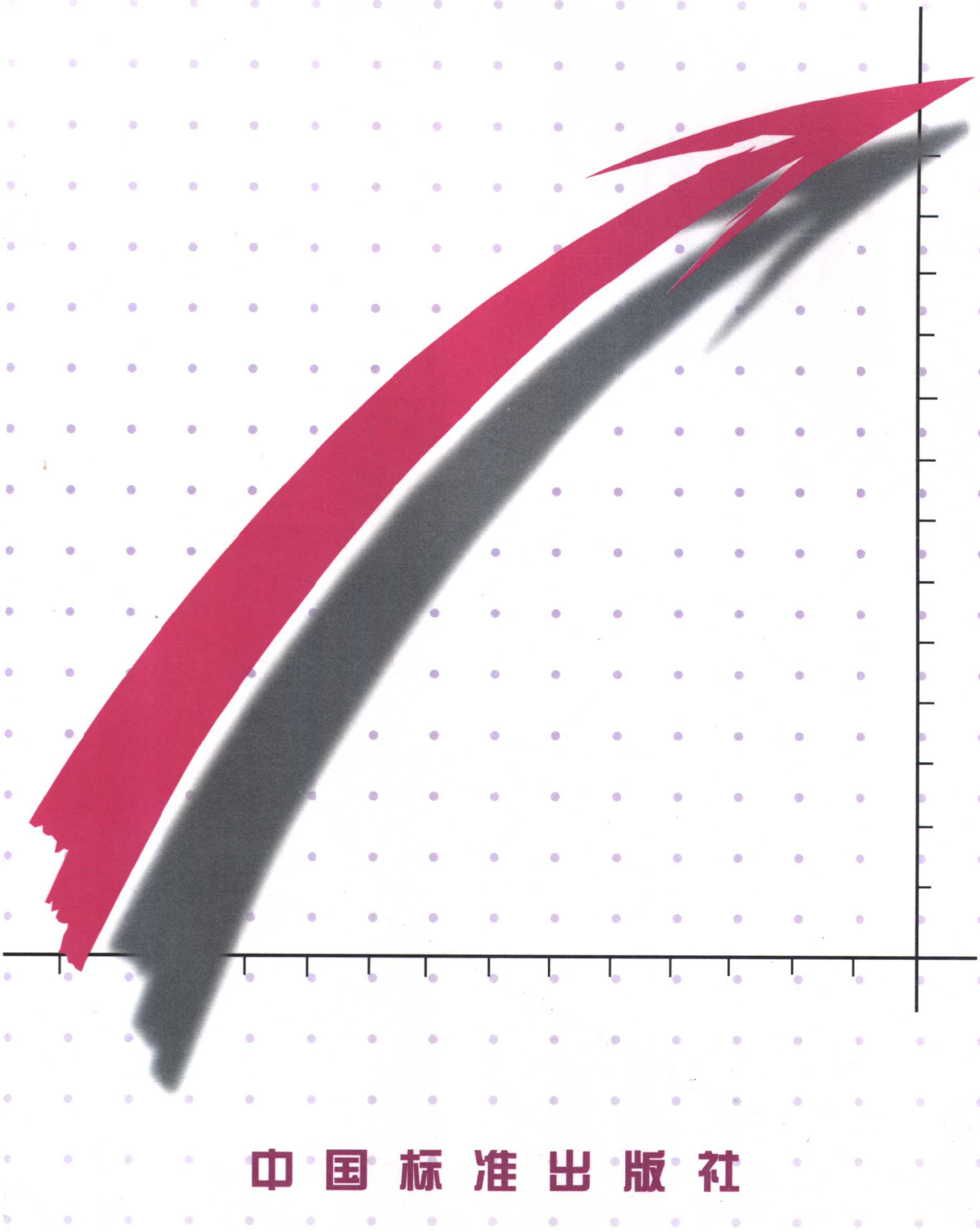
统计方法应用国家标准汇编

统计分析与数据处理卷



中国标准出版社

责任编辑：张　宁
王晓萍
余　琦
封面设计：张晓平

ISBN 7-5066-1838-9
TP·046　定价：108.00元

统计方法应用国家标准汇编

统计分析与数据处理　卷

中 国 标 准 出 版 社

图书在版编目（CIP）数据

统计方法应用国家标准汇编：统计分析与数据处理卷/中国标准出版社编. -北京：中国标准出版社，1999.3
ISBN 7-5066-1838-9

Ⅰ.统… Ⅱ.中… Ⅲ.①统计方法-应用-国家标准-中国-汇编②统计资料-分析-国家标准-中国-汇编③数据处理-国家标准-中国-汇编 Ⅳ.C81-65

中国版本图书馆 CIP 数据核字（1999）第 01777 号

中国标准出版社出版
北京复兴门外三里河北街 16 号
邮政编码:100045
电　话:68522112
中国标准出版社秦皇岛印刷厂印刷
新华书店北京发行所发行　各地新华书店经售

*
开本 880×1230 1/16　印张 34　插页 2　字数 1 079 千字
1999 年 4 月第一版　1999 年 4 月第一次印刷
*
印数 1—2 000 定价 108.00 元
*
标目 367—02

出 版 说 明

统计方法应用国家标准是用数理统计应用技术解决科研、设计、生产、贸易和管理中所遇到的某些实际问题必须遵循的依据，它们在社会生活的各个领域被广泛地运用着，不仅为重大国家标准的研制提供重要的理论支持和实践指导，还直接应用在生产过程中产品抽样检验和流通领域产品质量监督等方面。因而，统计方法应用国家标准作为我国重要的基础性综合性标准，一直得到全社会的广泛关注。我们出版的这套《统计方法应用国家标准汇编》系统地收集了我国现行的统计方法应用国家标准，力求向读者提供完整而有实用价值的技术资料。

经归纳整理后，这些标准将分为以下五卷陆续出版：

——术语符号和统计用表卷

——统计分析与数据处理卷

——抽样检验卷

——统计过程控制卷

——可靠性统计方法卷

其中，统计分析与数据处理卷中收入了关于统计技术工作中的基本方法标准；抽样检验卷、统计过程控制卷和可靠性统计方法卷中分类收入了特殊方法标准。

统计方法应用国家标准是基础应用标准。上述五卷所收均为现行国家标准，其中大部分颁布时间较早，年代也不尽相同。希望读者在使用本套汇编时注意以下两点：

1. 这次汇集出版时，对于其中与现行《量和单位》国家标准不统一之处及各标准在编排格式上的不统一之处未做改动；

2. 本汇编收集的国家标准的属性已在本目录上标明（GB或GB/T），年号用四位数字表示。鉴于部分国家标准是在国家标准清理整顿前出版的，现尚未修订，故正文部分仍保留原样；读者在使用这些国家标准时，其属性以本目录上标明的为准（标准正文“引用标准”中标准的属性请读者注意查对）。

本册为《统计方法应用国家标准汇编　统计分析与数据处理卷》，共收入该类国家标准24个，其中前22个是统计技术的基本方法标准。列在最末的GB/T 6379—1986和GB/T 11792—1989作为特殊方法标准是属于“测试方法与结果”类的，由于数量较少，与22个基本统计方法标准合并出版。

本套汇编的编辑、整理工作由中国标准出版社第四编辑室的同志完成，在汇编的分册与标准的选编方面得到了全国统计方法应用标准化技术委员会冯士雍、于善奇和刘文同志的指导与帮助，在此深表感谢！

编　者

1999年1月

目　　录

注：本汇编收集的国家标准的属性已在本目录上标明(GB 或 GB/T)，年号用四位数字表示。鉴于部分国家标准是在国家标准清理整顿前出版的，现尚未修订，故正文部分仍保留原样；读者在使用这些国家标准时，其属性以本目录上标明的为准(标准正文“引用标准”中标准的属性请读者注意查对)。

中华人民共和国国家标准

UDC 519 (083.4)

GB 3359—82

数据的统计处理和解释 统计容许区间的确定

Statistical interpretation of data
Determination of a statistical tolerance interval

引言

本标准规定以样本为基础的确定统计容许区间的方法。统计容许区间是以给定置信水平至少包含总体中规定比例的区间。统计容许区间可以是双侧的或者是单侧的，区间的端点称为统计容许限，也称为过程的自然限。

1 概论

1.1 本标准给出的方法仅适用于各抽样单位是从所考虑的总体中随机抽取的，而且是相互独立的；总体的特性遵从正态分布。这里对正态性的要求比对均值和均值之差进行推断时更为重要。

1.2 当正态性假设被拒绝或有理由怀疑其有效性时，可以将变量变换成正态的，或者采用本标准附录A的引言中所叙述的方法。

采用其他方法确定非正态分布形式的统计容许区间是可能的，但本标准不给出这些方法，在附录A中仅给出了一种简单的情形。

1.3 在确定统计容许区间时，要给出与数据来源和收集方法等有关的全部信息，特别是最小单位或者有实际意义的有效数字，这将有助于统计分析。

1.4 对于个别可疑的数据不能任意剔除或修正，除非有试验上、技术上或其他的明显理由才能剔除或修正。

在每种情况下，被剔除或修正的数据应予说明。

1.5 如1.1中所述，置信水平 $1-\alpha$ 是统计容许区间包含总体的比例至少为 p 的概率。此区间包含总体的比例少于 p 的风险是 α。通常取 $1-\alpha$ 的值为0.95和0.99（即 $\alpha=0.05$ 和 $\alpha=0.01$）。

如果许多样本在同一置信水平0.95下确定了许多统计容许区间（每一个样本确定一个区间），则包含总体的比例至少为所要求的比例的那些区间所占的比例接近于95%。

1.6 总体的标准差为已知（均值未知）的情形，使用表1和表2。均值和标准差都未知的情形，使用表3和表4。

当均值 μ 和标准差 σ 都已知时，所研究的特性的分布（假定是正态的）是完全确定的；于是在 $\mu-u_p\sigma$ 的右边或 $\mu+u_p\sigma$ 的左边（单侧区间），或者在 $\mu-u_{\frac{1+p}{2}}\sigma$ 和 $\mu+u_{\frac{1+p}{2}}\sigma$ 之间（双侧区间）总体的比例恰好为 p。在这里，u_p 是标准正态变量的 p 分位数，u_p 的数据在表B 1和表B 2的末行给出。

1.7 通过改变原点或单位常可使计算简化。

本标准是参考国际标准ISO 3207《数据的统计解释——统计容许区间的确定》(1975年第一版)制订的。

国家标准局1982-12-30发布　　　　1984-01 01实施

表 1　单侧统计容许区间（方差已知）*

总体的技术特性

抽样单位的技术特性

被剔除的观测值

统 计 项 目	计　算
样本大小： n = 观测值的和： $\sum_i x_i$ = 总体方差的已知值： σ^2 = 标准差： σ = 为统计容许区间选定的总体比例： p = 置信水平： $1-\alpha$ = $k_1(n, p, 1-\alpha)$ =	$\bar{x} = \frac{\sum_i x_i}{n}$ $k_1(n, p, 1-\alpha)\sigma$ = **

结果

a．“向左”的单侧区间

在下述的 L_s 以下，总体的比例至少为 p 的概率是 $1-\alpha$。

$$L_s = \bar{x} + k_1(n, p, 1-\alpha)\sigma =$$

b．“向右”的单侧区间

在下述的 L_i 以上，总体的比例至少为 p 的概率是 $1-\alpha$。

$$L_i = \bar{x} - k_1(n, p, 1-\alpha)\sigma =$$

* 见本标准的例 1。

** 对不同的 n 和 p = 0.90、0.95、0.99 及 $1-\alpha$ = 0.95、0.99，$k_1(n, p, 1-\alpha)$ 的值可从表B1得出。

表 2 双侧统计容许区间（方差已知）*

总体的技术特性

抽样单位的技术特性

被剔除的观测值

统计项目	计算
样本大小： $n =$ 观测值的和： $\sum_i x_i =$ 总体方差的已知值： $\sigma^2 =$ 标准差 $\sigma =$ 为统计容许区间选定的总体比例： $p =$ 置信水平： $1-\alpha =$ $k_1'(n, p, 1-\alpha) =$	$\bar{x} = \frac{\sum_i x_i}{n} =$ $k_1'(n, p, 1-\alpha)\sigma =$ **

结果

总体被包含在限 L_i 和 L_s*** 之间的比例至少为 p 的概率是 $1-\alpha$。

$$L_i = \bar{x} - k_1'(n, p, 1-\alpha)\sigma =$$

$$L_s = \bar{x} + k_1'(n, p, 1-\alpha)\sigma =$$

* 见本标准的例 2 。

** 对于不同的 n 和 $p = 0.90$、0.95、0.99 及 $1-\alpha = 0.95$、0.99，$k_1' = (n, p, 1-\alpha)$ 的值可从表B 2 得出。

*** 这些限对称于 $\bar{x}$，但不是“按概率对称的”。因此不能说“在置信水平 $1-\alpha$ 下，不超过总体的 $(1-p)/2$ 的比例在 L_i 以下；不超过 $(1-p)/2$ 的比例在 L_s 以上”。

表 3　单侧统计容许区间（方差未知）*

总体的技术特性

抽样单位的技术特性

被剔除的观测值

统 计 项 目	计　算
样本大小： n = 观测值的和： $\sum_i x_i =$ 观测值的平方和： $\sum_i x_i^2 =$ 为统计容许区间选定的总体比例： $p =$ 置信水平： $1-\alpha =$ $k_2(n, p, 1-\alpha) =$	$\bar{x} = \frac{\sum_i x_i}{n} =$ $\frac{\sum_i (x_i-\bar{x})^2}{n-1} = \frac{\sum_i x_i^2 - \frac{(\sum_i x_i)^2}{n}}{n-1} =$ $\hat{\sigma} = S = \sqrt{\frac{\sum_i (x_i-\bar{x})^2}{n-1}} =$ （标准差 σ 的估计） $k_2(n, p, 1-\alpha)S =$**

结果

a. “向左”的单侧区间

在下述的 L_s 以下，总体的比例至少为 p 的概率是 $1-\alpha$。

$$L_s = \bar{x} + k_2(n, p, 1-\alpha)S =$$

b. “向右”的单侧区间

在下述的 L_i 以上，总体的比例至少为 p 的概率是 $1-\alpha$。

$$L_i = \bar{x} - k_2(n, p, 1-\alpha)S =$$

* 见本标准的例 3。

** 对于不同的 n 和 $p = 0.90$、0.95、0.99 及 $1-\alpha = 0.95$、0.99，$k_2(n, p, 1-\alpha)$ 的值可从表 B3 得出。

表 4　双侧统计容许区间（方差未知）*

总体的技术特性

抽样单位的技术特性

被剔除的观测值

统计项目	计　算
样本大小： n =	$\bar{x} = \frac{\sum_i x_i}{n} =$
观测值的和： $\sum_i x_i =$	
观测值的平方和： $\sum_i x_i^2 =$	$\frac{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{\sum_i x_i^2 - \frac{(\sum_i x_i)^2}{n}}{n-1} =$
为统计容许区间选定的总体比例： $p =$	$\hat{\sigma} = S = \sqrt{\frac{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}{n-1}} =$
置信水平： $1-\alpha =$	（标准差 σ 的估计）
$k_2'(n, p, 1-\alpha) =$	$k_2'(n, p, 1-\alpha)S =$ **

结果

总体被包含在限 L_i 和 L_s*** 之间的比例至少为 p 的概率是 $1-\alpha$ 。

$$L_i = \bar{x} - k_2'(n, p, 1-\alpha)S =$$

$$L_s = \bar{x} + k_2'(n, p, 1-\alpha)S =$$

2 举例

棉纱断裂负荷的观测值如下（单位是百分之一牛顿）：228.6、232.7、238.8、317.2、315.8、275.1、222.2、236.7、224.7、251.2、210.4、270.7。

这12个观测值来自同一批产品的12 000个线轴。它们装在120只箱子中，每只箱子装100个。从这批产品中随机地抽取12箱，而后从每一箱中随机抽取一个线轴。试验纱是从每一个线轴上距离外端线头上大约5 m处剪下的50cm长的棉纱。试验是在这些试验纱的中心部分进行的。经验表明，在这些条件下测量的断裂负荷实际上遵从正态分布。

计算结果如下：

样本大小：

$$n = 12$$

观测值的和：

$$\sum_i x_i = 3024.1$$

* 见本标准的例 4 。

** 对于不同的 n 和 p = 0.90、0.95、0.99及 $1-\alpha$ = 0.95、0.99，$k_2'(n, p, 1-\alpha)$ 的值可从表B 4 得出。

*** 这些限对于称 $\bar{x}$ ，但不是“按概率对称的”。因此，不能说“在置信水平 $1-\alpha$ 下，不超过总体 $(1-p)/2$ 的比例在 L_i 以下；不超过 $(1-p)/2$ 的比例在 L_s 以上”。

均值：

$$\bar{x} = \frac{\sum_i x_i}{n} = 252.0$$

观测值的平方和：

$$\sum_i x_i^2 = 775\ 996.09$$

与均值的差的平方和：

$$\sum_i (x_i - \bar{x})^2 = \sum_i x_i^2 - \frac{(\sum_i x_i)^2}{n} = 13\ 897.69$$

方差的估计：

$$S^2 = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}{n-1} = 1\ 263.4$$

标准差的估计：

$$S = 35.5$$

由试验也可知，在同一批棉纱中，断裂负荷的分布十分接近于正态分布。

例 1：单侧统计容许区间（方差已知，见表 1）。

假定，以前获得的观测值表明，对于原料相同的不同批棉纱，虽然均值是变化的，但方差不变，其标准差$\sigma = 33.15$。

计算L_i，使得能够以$1-\alpha = 0.95$的置信水平，断定在同样的条件下观测得的断裂负荷至少以 0.95（即95％）的比例在L_i以上。

表 B 1 给出：

$$k_1\ (12,\ 0.95,\ 0.95) = 2.12$$

由此得到：

$$L_i = \bar{x} - k_1\sigma = 252.0 - 2.12 \times 33.15$$
$$= 181.7$$

当然，如果取更高的总体比例（例如99％），可以获得一个更小的限L_i。

例 2：双侧统计容许区间（方差已知，见表 2）。

在与例 1 同样的条件下，计算L_i和L_s，使得能够以$1-\alpha = 0.95$的置信水平，断定这批棉纱的断裂负荷至少有$p = 0.90$（90％）的比例落在L_i和L_s之间。

表 B 2 给出：

$$k'_1\ (12,\ 0.90,\ 0.95) = 1.89$$

由此得到：

$$L_i = \bar{x} - k'_1\sigma = 252.0 - 1.89 \times 33.15 = 189.3$$

$$L_s = \bar{x} + k'_1\sigma = 252.0 + 1.89 \times 33.15 = 314.7$$

必须消除以下的误解："至多有总体的 5 ％落在L_i左边；至多有 5 ％落在L_s右边"。比如例 1 中，在L_i左边不多于总体的 5 ％，L_i却为181.7。

例 3：单侧统计容许区间（方差未知，见表 3）。

假定总体的标准差是未知的，必须由样本来估计。采用与标准差已知情形（例 1）相同的条件，即$p = 0.95$和$1-\alpha = 0.95$。

表 5

总体的技术特性——一批棉纱由12 000个线轴组成。这些线轴分装在120只箱子中，每箱100个。

抽样单位的技术特性——从这批棉纱中随机地抽取12箱，而后从每一箱中随机地抽取一个线轴。在每一线轴上从距离外端线头大约5米处剪下50厘米的试验纱。试验在这些试验纱的中心部分进行的。

被剔除的观测值：没有

统计项目	计算
样本大小： n = 1.2	$\bar{x} = \frac{3\,024.1}{12} = 252.0$
观测值的和： $\sum_i x_i = 3\,024.1$	$\frac{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{\sum_i x_i^2 - (\sum_i x_i)^2/n}{n-1}$
观测值的平方和： $\sum_i x_i^2 = 775\,996.09$	$= \frac{775\,996.09 - (3\,024.1)^2/12}{11} = 1\,263.4$
为统计容许区间选定的总体比例 $p = 0.95$ (95%)	$\hat{\sigma} = S = \sqrt{1\,263.4} = 35.5$
置信水平： $1 - \alpha = 0.95$	$k_2(12, 0.95, 0.95)S = 97.3$
$k_2(12, 0.95, 0.95) = 2.74$（从表B3得出）	

结果

以置信水平0.95断定，这批棉纱的断裂负荷至少有0.95（95%）的比例在L_i以上：$L_i = 252.0 - 2.74 \times 35.5 = 154.7$

必须注意，L_i的值小于例1（方差已知）中L_i的值，原因是用S估计σ，使得系数k的值较高（以2.74代替2.12）。

例4：双侧统计容许区间（方差未知，见表4）

在与例3相同的条件下，要计算L_i和L_s，使得能够以置信水平$1-\alpha=0.95$，断定这批棉纱的断裂负荷至少有$p=0.90$（90%）的比例落在L_i和L_s之间。

表B4给出：

$$k'_2(12, 0.90, 0.95) = 2.66$$

由此得到：

$$L_i = \bar{x} - k'_2 S = 252.0 - 2.66 \times 35.5 = 157.6$$

$$L_s = \bar{x} + k'_2 S = 252.0 + 2.66 \times 35.5 = 346.4$$

应该注意，L_i的值比例2的小，L_s的值比例2的大，原因是用S估计σ，系数k的值较高（以2.66代替1.89）。

由于不知道总体的标准差σ，不得不付出代价，扩大区间的原因就在于此。当然，如果不完全相信在例1和例2中所用的值$\sigma = 33.15$是正确的，那么在例3和例4中用S估计可能是恰当的。

附 录 A
任意分布的情形
(补充件)

本附录规定使用样本极值(最小值和最大值) x_m 和 x_M 的方法。

A.1 引言

当样本大小为n的简单随机样本遵从连续分布时,无需其他假定,就能够从样本最小值 x_m 和最大值 x_M 或仅从其中的一个得到分布的散布程度的信息。

除样本极值外,还可以使用其他的次序统计量,但在本附录A中不给出。

A.1.1 单侧情形

在样本大小n、置信水平 $1-\alpha$ 和总体在 x_m 以上(或在 x_M 以下)的比例 p 之间有如下关系:

$$p^n = \alpha$$

如果取定n和 p,由这个关系式可计算出 $1-\alpha$。总体落在 x_m 以上(或 x_M 以下)的比例至少为 p 的概率不小于 $1-\alpha$。

如果取定n和 $1-\alpha$,由这个关系式可计算出 p。总体落在 x_m 以上(或 x_M 以下)的比例至少为 p 的概率不小于 $1-\alpha$。

如果取定 p 和 $1-\alpha$,由这个关系式能确定最小样本大小n。由此能以不低于 $1-\alpha$ 的置信水平,断定总体落在样本大小n的样本最小值以上(或最大值以下)的比例至少为 p。

A.1.2 双侧情形

在样本大小n、落在 x_m 与 x_M 之间的总体比例 p 和置信水平 $1-\alpha$ 之间有如下的关系:

$$np^{n-1} - (n-1)p^n = \alpha$$

如果取定n和 p,由这个关系式可计算出 $1-\alpha$。总体落在 x_m 和 x_M 之间的比例至少为 p 的概率不小于 $1-\alpha$。

如果取定n和 $1-\alpha$,由这个关系式可计算出 p。总体落在 x_m 以上(或 x_M 以下)的比例至少为 p 的概率不小于 $1-\alpha$。

如果取定 p 和 $1-\alpha$,由这个关系式可确定最小样本大小n,使得能以不低于 $1-\alpha$ 的置信水平,断定总体落在样本大小n的样本最小值与最大值之间的比例至少为 p。

A.2 举例

对一部航空发动机的部件进行旋转应力的疲劳试验。样本大小为15。将耐久力的观测值按从小到大的次序排列成下表:

x	x
0.200	1.040
0.330	1.710
0.450	2.220
0.490	2.275
0.780	3.650
0.920	7.000
0.950	8.800
0.970	

图检验法表明，部件总体的正态性假设被拒绝。因此，例3和例4确定统计容许区间的方法不适用。

样本极值：

$$x_m = 0.200,\quad x_M = 8.800$$

置信水平：

$$1 - \alpha = 0.95$$

A.2.1 部件总体落在 $x_m = 0.200$ 以下的最大比例是多少？

对于 $1 - \alpha = 0.95$，表B 5 给出总体落在 x_m 以上的最小比例 p 的值稍高于0.75（75%）。因此，总体落在 x_m 以下的最大比例 $1 - p$ 的值稍低于0.25（25%）。由诺模图1可见 p 约为0.82。

A.2.2 必须取多大的样本大小才能以置信水平0.95，断定部件总体至少以 $p = 0.90$（90%）的比例落在该样本的最大值之下？

对于 $1 - \alpha = 0.95$ 和 $p = 0.90$，表B 5 给出 n = 29。

A.2.2.1 在置信水平0.95下，部件总体落在 $x_m = 0.200$ 和 $x_M = 8.800$ 之间的最小比例是多少？

对于 $1 - \alpha = 0.95$ 和 n = 15，表B 6 给出的 p 值稍低于0.75（75%）。由诺模图 2 可见 p 约为0.72。

A.2.2.2 必须取多大的样本大小才能以置信水平0.95，断定部件总体至少以 $p = 0.90$（90%）的比例落在该样本的最小值和最大值之间？

对于 $1 - \alpha = 0.95$ 和 $p = 0.90$，表B 6 给出 n = 46。

附 录 B
统 计 表
（补充件）

表 B1 单侧统计容许区间，σ已知，μ未知

$\bar{x}+k_1\sigma$或$\bar{x}-k_1\sigma$

系数k_1（n，p，$1-\alpha$）的值

n	$1-\alpha=0.95$			$1-\alpha=0.99$		
	$p=0.90$	$p=0.95$	$p=0.99$	$p=0.90$	$p=0.95$	$p=0.99$
5	2.02	2.38	3.06	2.32	2.69	3.37
6	1.95	2.32	3.00	2.23	2.59	3.28
7	1.90	2.27	2.95	2.16	2.52	3.21
8	1.86	2.23	2.91	2.10	2.47	3.15
9	1.83	2.19	2.87	2.06	2.42	3.10
10	1.80	2.17	2.85	2.02	2.38	3.06
11	1.78	2.14	2.82	1.98	2.35	3.03
12	1.76	2.12	2.80	1.95	2.32	3.00
13	1.74	2.10	2.78	1.93	2.29	2.97
14	1.72	2.08	2.77	1.90	2.27	2.95
15	1.71	2.07	2.75	1.88	2.25	2.93
16	1.69	2.06	2.74	1.86	2.23	2.91
17	1.68	2.04	2.73	1.85	2.21	2.89
18	1.67	2.03	2.71	1.83	2.19	2.87
19	1.66	2.02	2.70	1.82	2.18	2.86
20	1.65	2.01	2.69	1.80	2.17	2.85
22	1.63	2.00	2.68	1.78	2.14	2.82
24	1.62	1.98	2.66	1.76	2.12	2.80
26	1.60	1.97	2.65	1.74	2.10	2.78
28	1.59	1.96	2.64	1.72	2.08	2.77
30	1.58	1.95	2.63	1.71	2.07	2.75
35	1.56	1.92	2.60	1.67	2.04	2.72
40	1.54	1.91	2.59	1.65	2.01	2.69
45	1.53	1.89	2.57	1.63	1.99	2.67
50	1.51	1.88	2.56	1.61	1.97	2.66
60	1.49	1.86	2.54	1.58	1.95	2.63
70	1.48	1.84	2.52	1.56	1.92	2.60
80	1.47	1.83	2.51	1.54	1.91	2.59
90	1.46	1.82	2.50	1.53	1.89	2.57
100	1.45	1.81	2.49	1.51	1.88	2.56
150	1.42	1.78	2.46	1.47	1.83	2.52
200	1.40	1.76	2.44	1.45	1.81	2.49
250	1.39	1.75	2.43	1.43	1.79	2.47
300	1.38	1.74	2.42	1.42	1.78	2.46
400	1.36	1.73	2.41	1.40	1.76	2.44
500	1.36	1.72	2.40	1.39	1.75	2.43
1000	1.33	1.70	2.38	1.36	1.72	2.40
∞	1.28	1.64	2.33	1.28	1.64	2.33