

非参数检验包括:

(一)定性检验法:

正态概率纸检验

(二)数值检验法:

皮尔逊(Pearson) χ^2 拟合检验

柯尔莫哥洛夫检验

斯米尔诺夫检验

Shapiro-Wilk W 检验与 Agostino's D 检验 (不讲)

Wilcoxon秩和检验

(补) 偏度峰度检验.

三、柯尔莫哥洛夫检验

检验原理: 通过样本的经验分布函数 $F_n(x)$ 与理论分布函数 $F_0(x)$ 的比较, 推断该样本是否来自 $F_0(x)$ 对应的总体.

(一) 参数已知的单总体检验

设总体 X 的分布函数 $F(x)$ 未知, $F_0(x)$ 是一个完全已知的连续型分布函数. 利用样本 X_1, \dots, X_n 检验假设:

$$H_0 : F(x) = F_0(x)$$

1. 构造检验统计量:

(1) 柯尔莫哥洛夫统计量的一般形式:

$$D_n = \sup_{-\infty < x < \infty} |F_n(x) - F_0(x)|.$$

D_n 的精确分布见教材P₁₁₂;

$\sqrt{n} D_n$ 的极限分布见教材P₁₁₂.

(2) 柯尔莫哥洛夫统计量的化简形式:

先将样本 X_1, \dots, X_n 从小到大排列成(重复数据合并为一个)

$$X_{(1)} < \dots < X_{(m)}, \quad (1 \leq m \leq n)$$

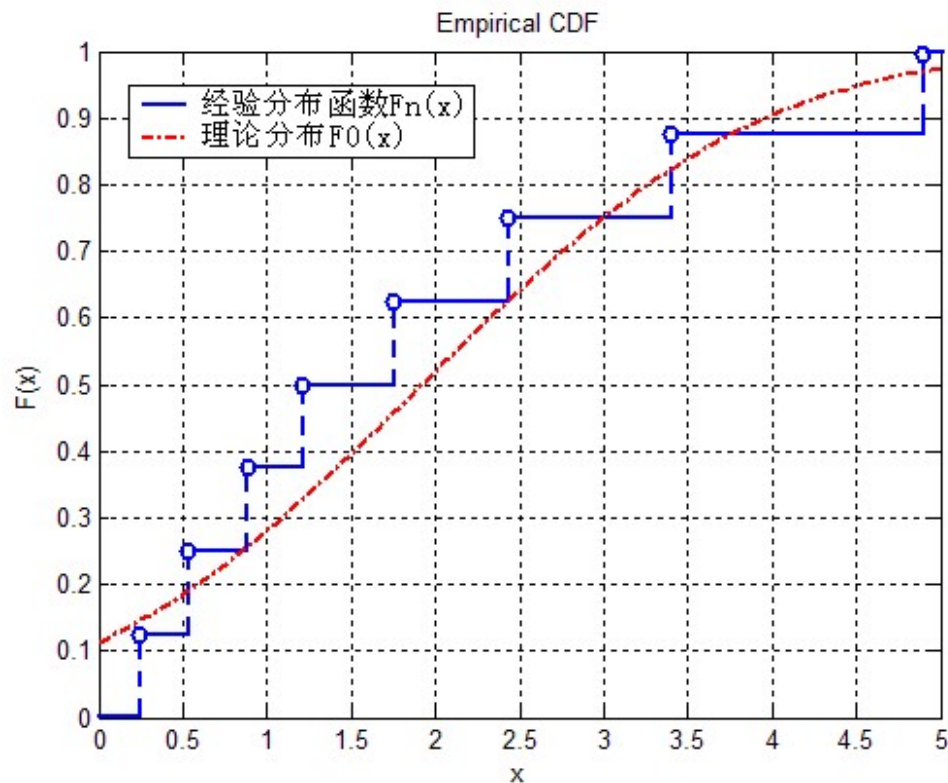
设 n_i 为 $X_{(i)}$ 在样本中出现的频数, 则有

$$F_n(X_{(i)}) = \frac{n_1 + \dots + n_{i-1}}{n}, \quad i = 1, 2, \dots, m$$

$$\text{令 } d_i = \max \left\{ \left| F_0(X_{(i)}) - F_n(X_{(i)}) \right|, \left| F_n(X_{(i+1)}) - F_0(X_{(i)}) \right| \right\}, i = 1, 2, \dots, m \quad (3.28)$$

其中, 规定 $F_n(X_{(m+1)}) = 1$. 此时,

$$\text{柯尔莫哥洛夫统计量为: } D_n = \max \{d_1, d_2, \dots, d_m\} \quad (3.29)$$



2. H_0 的拒绝域:

$$D_n > D_{n,\alpha}$$

当 $n \leq 100$ 时, $D_{n,\alpha}$ 查 P₄₂₀ 附表 6;

当 $n > 100$ 时, $D_{n,\alpha} \approx \lambda_{1-\alpha} / \sqrt{n}$, 其中 $\lambda_{1-\alpha}$ 查 P₄₂₂ 附表 7 ($Q(\lambda_{1-\alpha}) = 1 - \alpha$).

【★例3.18(P₁₁₄)】对一台设备进行寿命试验,记录10次无故障工作时间,并从小到大排列得

420, 500, 920, 1380, 1510, 1650, 1760, 2100, 2300, 2350

问此设备无故障工作时间 X 是否服从 $\theta = 1500$ 的指数分布($\alpha = 0.05$)?

3. 柯尔莫哥洛夫检验的优缺点:

- (1) 优点: 当总体为一维且理论分布完全已知时,柯尔莫哥洛夫检验优于Pearson χ^2 检验.
- (2) 缺点: 柯尔莫哥洛夫检验的适用范围不如 χ^2 检验广. 特别当理论分布含有未知参数时,目前只对正态分布和指数分布及I型极值分布作出了结果.

(二) 参数未知的单总体的检验

一) 正态性检验(Lilliefors)

利用样本 X_1, \dots, X_n 检验有关总体 X 分布的假设:

$$H_0 : X \sim N(\mu, \sigma^2), \quad \text{实际是 } H_0 : X \sim N(\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2).$$

其中 $\hat{\mu} = \bar{X}$, $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 是无偏估计量.

1. 构造检验统计量:

$$\hat{D}_n = \sup_{-\infty < x < \infty} |F_n(x) - F_0(x; \hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)|.$$

2. H_0 的拒绝域:

$$\hat{D}_n > \hat{D}_{n,\alpha}.$$

$\hat{D}_{n,\alpha}$ 查 P₄₂₃ 附表 8.

【★例3.19(P₁₁₆)】对8个产品进行强度试验, 所得数据取自然对数后为

0.25, 0.53, 0.88, 1.22, 1.76, 2.44, 3.41, 4.90

问这批强度数据是否来自对数正态分布($\alpha = 0.2$)?

【★例3.20(P₁₁₇)】在20天内, 从维尼纶正常生产时生产报表上看到的维尼纶纤度(表示纤维粗细程度的量)的情况, 有如下100个数据:

1.36, 1.49, 1.43, 1.41, 1.37, 1.40, 1.32, 1.42, 1.47, 1.39
1.41, 1.36, 1.40, 1.34, 1.42, 1.42, 1.45, 1.35, 1.42, 1.39
1.44, 1.42, 1.39, 1.42, 1.42, 1.30, 1.34, 1.42, 1.37, 1.36
1.37, 1.34, 1.37, 1.37, 1.44, 1.45, 1.32, 1.48, 1.40, 1.45
1.39, 1.46, 1.39, 1.53, 1.36, 1.48, 1.40, 1.39, 1.38, 1.40
1.36, 1.45, 1.50, 1.43, 1.38, 1.43, 1.41, 1.48, 1.39, 1.45
1.37, 1.37, 1.39, 1.45, 1.31, 1.41, 1.44, 1.44, 1.42, 1.47
1.35, 1.36, 1.39, 1.40, 1.38, 1.35, 1.42, 1.43, 1.42, 1.42
1.42, 1.40, 1.41, 1.37, 1.46, 1.36, 1.37, 1.27, 1.37, 1.38
1.42, 1.34, 1.43, 1.42, 1.41, 1.41, 1.44, 1.48, 1.55, 1.37

要求在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 下检验假设

$$H_0: X \sim N(\mu, \sigma^2).$$

二) 指数分布的检验(Finklestein & Schafer)

利用样本 X_1, \dots, X_n 检验有关总体 X 分布的假设:

$$H_0 : F(x) = 1 - e^{-x/\theta}, \quad x > 0.$$

实际是 $H_0 : F(x) = 1 - e^{-x/\hat{\theta}}, \quad x > 0.$

其中 $\hat{\theta} = \bar{X}$ 是极大似然估计量, 也是无偏估计量.

1. 构造检验统计量:

检验统计量1: $D_n^* = \sup_{0 \leq x < \infty} |F_n(x) - F_0(x; \hat{\theta})| = \max_{1 \leq i \leq n} d_i;$

检验统计量2(Finklestein & Schafer): $S_n^* = \sum_{i=1}^n d_i.$

2. H_0 的拒绝域:

$$S_n^* > S_{n,\alpha}^*.$$

$S_{n,\alpha}^*$ 查P₄₂₄附表9.

【例3.21(P₁₂₀)】记录一台计算机的无故障工作时间七次, 数据如下:

530, 450, 120, 530, 600, 650, 460

能否认为此台计算机的无故障工作时间 X 服从指数分布($\alpha = 0.05$)?

四、斯米尔诺夫检验

检验原理: 类似柯尔莫哥洛夫检验的原理.

设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 是从分布函数为 $F(x)$ 的连续型总体中抽取的样本, Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 是从分布函数为 $G(x)$ 的连续型总体中抽取的样本, 且 $F(x)$ 与 $G(x)$ 未知, 并假定这两个样本相互独立. 要检验假设:

$$H_0 : F(x) = G(x); \quad H_1 : F(x) \neq G(x)$$

1. 构造检验统计量:

设 $F_{n_1}(x)$ 和 $G_{n_2}(x)$ 分别是这两个样本所对应的经验分布函数.

$$D_{n_1, n_2} = \sup_{-\infty < x < \infty} |F_{n_1}(x) - G_{n_2}(x)|$$

且 $\sqrt{n} D_{n_1, n_2}$ 的极限分布见教材 P₁₂₁.

2. H_0 的拒绝域:

$$D_{n_1, n_2} > D_{n, \alpha}$$

当 $n = \left[\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} \right] \leq 100$ 时, $D_{n, \alpha}$ 查 P₄₂₀ 附表 6;

当 $n = \left[\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2} \right] > 100$ 时, $D_{n, \alpha} \approx \lambda_{1-\alpha} / \sqrt{n}$, 其中 $\lambda_{1-\alpha}$ 查 P₄₂₂ 附表 7.

说明5: 斯米尔诺夫检验的困难在于求统计量 D_{n_1, n_2} 的观测值.

【例3.22(P₁₂₂)】 某自动车床加工一种零件, 一位工人刚接班时, 抽取 $n_1=150$ 只零件作为第一个样本. 在自动车床工作了四小时后, 他又抽了 $n_2=100$ 只零件作为第二个样本. 测定每个零件的尺寸与标准尺寸的偏差 (单位: μm) 范围如下表所示:

偏差范围	组中值	组频数 n_{1i}	组频数 n_{2i}
$[-12.5, -7.5)$	-10	10	0
$[-7.5, -2.5)$	-5	27	7
$[-2.5, 2.5)$	0	43	17
$[2.5, 7.5)$	5	38	30
$[7.5, 12.5)$	10	23	29
$[12.5, 17.5)$	15	8	15
$[17.5, 22.5)$	20	1	1
$[22.5, 27.5)$	25	0	1

试问在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 下, 能否认为这批零件尺寸的分布相同?

五、Shapiro-Wilk W 检验和D'Agostino D检验 (不讲)

W检验和D检验都是正态检验, 用于检验一批随机数是否来自同一正态分布. 检验问题为

H_0 : 总体服从正态分布; H_1 : 总体不服从正态分布

(一) W检验 ($3 \leq n \leq 50$)

1. 构造检验统计量:

(1) 先将观测值按非降次序排列成: $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \cdots \leq X_{(n)}$

(2) 检验统计量:

$$W = \frac{\left\{ \sum_{k=1}^{\left[\frac{n}{2} \right]} a_k(W) [X_{(n+1-k)} - X_{(k)}] \right\}^2}{\sum_{k=1}^n (X_{(k)} - \bar{X})^2} \quad (3.32)$$

2. H_0 的拒绝域:

$$W < W_{\alpha}$$

其中, W_{α} 查P₄₂₇附表11.

【例3.23(P₁₂₅)】抽查用克矽平治疗的矽肺患者10名,得他们治疗前后血红蛋白的差(g%)如下:

2.7, -1.2, -1.0, 0, 0.7, 2.0, 3.7, -0.6, 0.8, -0.3

试检验治疗前后血红蛋白的差是否服从正态分布($\alpha = 0.05$).

(二) D检验($50 \leq n \leq 1000$)

1. 构造检验统计量:

(1) 先将观测值按非降次序排列成:

$$X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \cdots \leq X_{(n)}$$

(2) 检验统计量

$$D = \frac{\sum_{k=1}^n \left(k - \frac{n+1}{2} \right) X_{(k)}}{(\sqrt{n})^3 \sqrt{\sum_{k=1}^n (X_{(k)} - \bar{X})^2}},$$

$$Y = \frac{D - 0.282}{0.02999/\sqrt{n}} \stackrel{n \rightarrow \infty}{\underset{H_0 \text{为真}}{\rightsquigarrow}} N(0,1)$$

2. H_0 的拒绝域:

$$Y < Z_{\alpha/2} \text{ 或 } Y > Z_{1-\alpha/2}$$

其中, $Z_{\alpha/2}, Z_{1-\alpha/2}$ 查P₄₂₈附表12.

【例3.24(P₁₂₇)】 上海中心气象台独立测定的上海市九十九年(1884~1982)的年降雨量的数据如下(单位: mm):

1184.4,	1113.4,	1203.9,	1170.7,	975.4,	1462.3,	947.8,	1416.0
709.2,	1147.5,	935.0,	1016.3,	1031.6,	1105.7,	849.9,	1233.4
1008.6,	1063.8,	1004.9,	1086.2,	1022.5,	1330.9,	1439.4,	1236.5
1088.1,	1288.7,	1115.8,	1217.5,	1320.7,	1078.1,	1203.4,	1480.0
1269.9,	1049.2,	1318.4,	1192.0,	1016.0,	1508.2,	1159.6,	1021.3
986.1,	794.7,	1318.3,	1171.2,	1161.7,	791.2,	1143.8,	1602.0
951.4,	1003.2,	840.4,	1061.4,	958.0,	1025.2,	1265.0,	1196.5
1120.7,	1659.3,	942.7,	1123.9,	910.2,	1398.5,	1208.6,	1305.5
1242.3,	1572.3,	1416.9,	1256.1,	1285.9,	984.8,	1390.3,	1062.2
1287.3,	1477.0,	1017.9,	1217.7,	1197.1,	1143.0,	1018.8,	1243.7
909.3,	1030.3,	1124.4,	811.4,	820.9,	1184.1,	1107.5,	991.4
901.7,	1176.5,	1113.5,	1272.9,	1200.3,	1508.7,	772.3,	813.0
1392.3,	1006.2,	1108.8					

试问年降雨量是否服从正态分布($\alpha=0.05$).

六、秩和 (威尔柯克斯 - Wilcoxon) 检验

检验原理: 通过将混合排序后两个样本的秩和进行比较, 推断这两个样本是否来自相同的分布.

设 X_1, X_2, \dots, X_{n_1} 是从分布函数为 $F(x)$ 的连续型总体中抽取的样本, Y_1, Y_2, \dots, Y_{n_2} 是从分布函数为 $G(x)$ 的连续型总体中抽取的样本, 且 $F(x)$ 与 $G(x)$ 未知, 并假定这两个样本相互独立. 要检验假设:

$$H_0 : F(x) = G(x); \quad H_1 : F(x) \neq G(x).$$

1. 构造检验统计量:

(1) 将 X_1, \dots, X_{n_1} 和 Y_1, \dots, Y_{n_2} 混合排列:

$$Z_1 \leq Z_2 \leq \dots \leq Z_{n_1+n_2}$$

如果 $X_k = Z_i$, 则记 $r(X_k) = i$, 称为 X_k 在混合样本中的秩.

$$T_1 = \sum_{k=1}^{n_1} r(X_k) \text{——} X_1, \dots, X_{n_1} \text{的秩和}$$

$$T_2 = \sum_{k=1}^{n_2} r(Y_k) \text{——} Y_1, \dots, Y_{n_2} \text{的秩和}$$

(2) 检验统计量

$$T = \begin{cases} T_1, & n_1 \leq n_2 \\ T_2, & n_1 > n_2 \end{cases}$$

2. H_0 的拒绝域:

$$T < T_{\alpha}^{(1)} \text{ 或 } T > T_{\alpha}^{(2)}$$

其中, $T_{\alpha}^{(1)}, T_{\alpha}^{(2)}$ 通过查“秩和检验表”得到.

【★例3.25(P₁₂₈)】 以下是两个地区所种小麦的蛋白质含量检验数据:

地区1: 12.6, 13.4, 11.9, 12.8, 13.0

地区2: 13.1, 13.4, 12.8, 13.5, 13.3, 12.7, 12.4

问两地区小麦的蛋白质含量有无显著性差异($\alpha = 0.05$)?

3. 当 $n_1, n_2 \geq 10$ 时的近似计算:

当 $n_2 \geq n_1$ 时, $ET \stackrel{H_0 \text{成立}}{=} \frac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2}$, $DT \stackrel{H_0 \text{成立}}{=} \frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}$, 则

(1) 检验统计量: $u = \frac{T - ET}{\sqrt{DT}} \underset{H_0 \text{为真}}{\overset{n_2 \geq n_1 > 7}{\rightsquigarrow}} N(0, 1).$

(2) H_0 的拒绝域: $|u| > u_{1-\alpha/2}.$

【例3.26(P₁₂₉)】 甲、乙两人分析同一气体的CO₂含量, 数据如下:

甲: 14.6, 15.1, 15.4, 14.7, 15.2, 14.7, 14.8, 14.6, 15.2, 15.0,

14.6, 14.6, 14.8, 15.3, 14.7, 14.6, 14.8, 14.9, 15.2, 15.0

乙: 14.7, 15.0, 15.2, 14.8, 15.5, 14.6, 14.9, 14.8, 15.1, 15.0,

14.7, 14.8, 14.7, 15.0, 14.9, 14.9, 15.2, 14.7, 15.4, 15.3

问两人分析结果有无显著差异($\alpha = 0.05$)?

七、偏度、峰度检验 (用于检验总体的正态性)

1. 总体X的偏度、峰度定义:

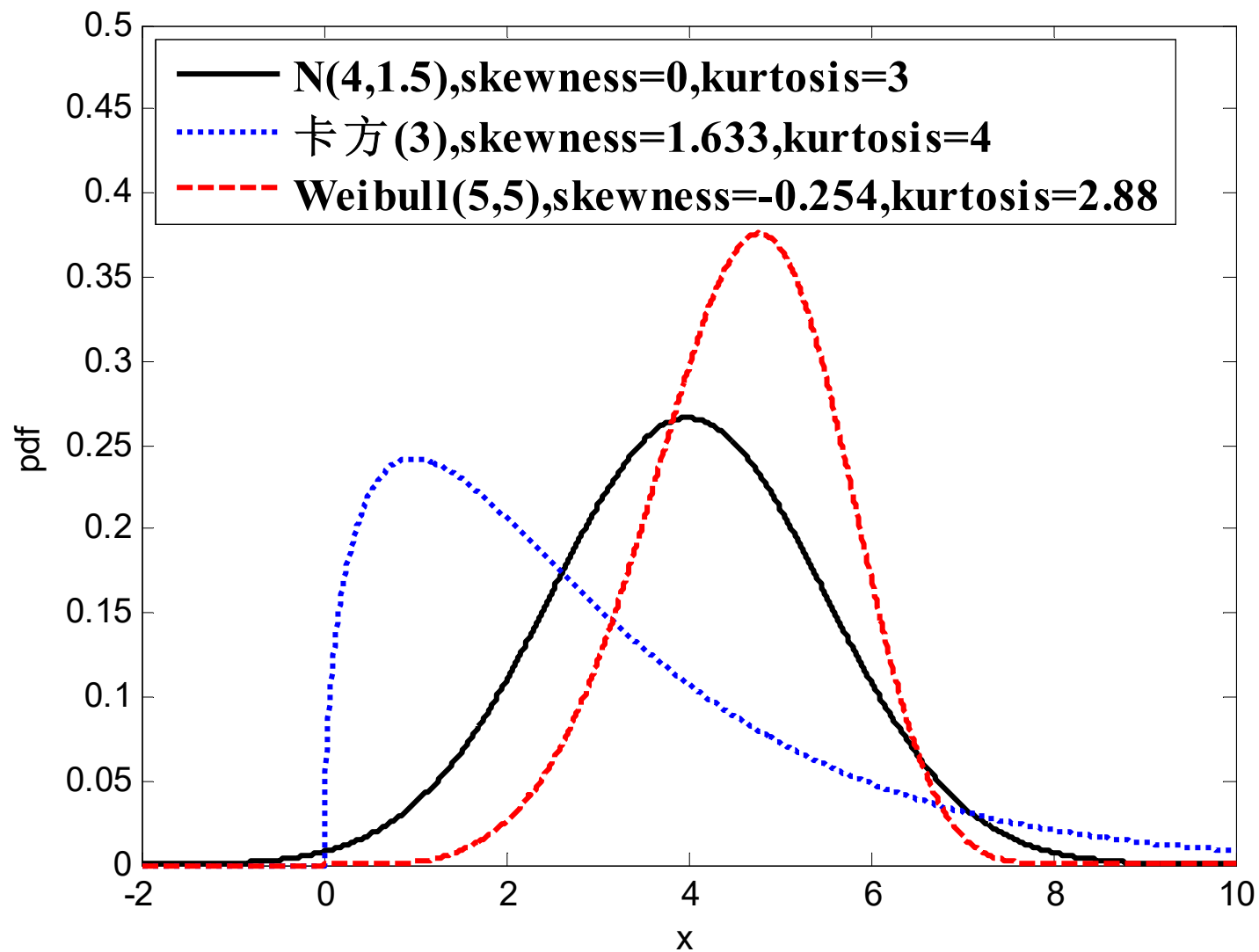
$$v_1 = E \left(\frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} \right)^3 \quad \text{---X的偏度}$$

$$v_2 = E \left(\frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}} \right)^4 \quad \text{---X的峰度}$$

偏度(skewness) ——表征X的概率密度曲线相对于均值**不对称程度**的特征数. >0称为右偏态, <0称为左偏态.

峰度(kurtosis) ——表征X标准化后的密度函数在0周围的峰峭性. >3表示 $\frac{X - E(X)}{\sqrt{D(X)}}$ 的密度函数比 $N(0,1)$ 更尖峭, <3表示比 $N(0,1)$ 更平坦.

特别地, 当 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 时, $v_1 = 0, v_2 = 3$.



2. X 的样本偏度与样本峰度定义:

$$G_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}}{S} \right)^3 \quad \text{——样本偏度}$$

$$G_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}}{S} \right)^4 \quad \text{——样本峰度}$$

$$\text{其中, } S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}.$$

3. 样本偏度与样本峰度的结论:

$$(1) \hat{v}_{1(\text{矩})} = G_1, \hat{v}_{2(\text{矩})} = G_2$$

(2) 当 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ 时,

$$G_1 \stackrel{n \rightarrow \infty}{\sim} N\left(0, \frac{6(n-2)}{(n+1)(n+3)}\right) \triangleq N(0, \sigma_1^2)$$

$$G_2 \underset{n \rightarrow \infty}{\sim} N\left(3 - \frac{6}{n+1}, \frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}\right) \triangleq N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

4. 检验过程:

(1) 关于总体的假设:

H_0 : 总体 X 是正态总体.

(2) 构造检验统计量:

$$U_1 = \frac{G_1}{\sigma_1} \underset{H_0 \text{ 为真}}{\underset{n \rightarrow \infty}{\sim}} N(0,1), \quad U_2 = \frac{G_2 - \mu_2}{\sigma_2} \underset{H_0 \text{ 为真}}{\underset{n \rightarrow \infty}{\sim}} N(0,1)$$

(3) H_0 的拒绝域:

$$|u_1| \geq u_{1-\alpha/4} \quad \text{或} \quad |u_2| \geq u_{1-\alpha/4}$$

注意3: 偏度、峰度检验法要求 $n > 100$.

小结:

检验法	功能	总体X 类型	总体 参数	优点	缺点
正态概 率纸检 验	判断单总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$	一维, 连续型	未知	粗略估计总体的某些数 字特征	定性分析而非定量分 析
皮尔逊 χ^2 拟合 检验	检验单总体 $X \sim F_0(x; \theta)$	一维或多 维, 离散 或连续型	已知或 未知	利用观测频数与理论频 数的差异构造检验统计量. 可用于全样本, 也可用于 截尾样本, 还可用于成群数 据.	由于分组处理样本 的观测值, 因而易犯 第II类错误.
	检验两个总体 的独立性	离散型	未知		
柯尔莫 哥洛夫 检验	检验单总体 $X \sim F_0(x; \theta)$	一维, 连续型	已知	利用经验分布函数与理论 分布函数的差异构造检验 统计量. 与Pearson χ^2 检验相比, 当总体为一维且理论分布 $F_0(x; \theta)$ 完全已知时, 该检验 法优于 χ^2 检验.	柯尔莫哥洛夫检验 的适用范围不如 χ^2 检验广. 且当理论分 布含未知参数时, 目 前只对正态、指数、 I型极值分布给出了 结果.
		正态, 指 数, I型极 值	未知		

偏度峰度检验	检验单总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$	一维, 连续型	未知	适用于 $n \geq 100$	
W 检验	检验单总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$	一维, 连续型	未知	适用于小样本($3 \leq n \leq 50$)	
D检验	检验单总体 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$	一维, 连续型	未知	适用于大样本($50 \leq n \leq 1000$)	
斯米尔诺夫检验	检验两个总体是否同分布	一维, 连续型	未知	采用与柯尔莫哥洛夫检验类似的方法, 借助经验分布函数构造检验统计量	
秩和检验	检验两个总体是否同分布	一维, 连续型	未知	利用样本混合排序后的秩和构造检验统计量, 方法简单	只利用了样本数据的排序, 而没有利用样本数据本身

说明:上表中的所有内容仅来自于吴翊等编写的《应用数理统计》与盛骤等编写的《概率论与数理统计》。

作业: (P₁₃₁₋₁₃₄) 3.4, 3.6, 3.12, 3.13, 3.15, 3.19, 3.21, 3.22

问题:

- 1、斯米尔诺夫检验与秩和检验均是检验两个总体是否同分布，谁的效果更好？(斯米尔诺夫检验通常效果更好)
- 2、D检验与偏度峰度检验都是针对大样本的正态检验，谁的效果更好？

求证: 在秩和检验中, 当 $H_0: F(x) = G(x)$ 成立且 $n_2 \geq n_1$ 时, 有 $ET = \frac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2}$, $DT = \frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}$.

证明: 设 X_i 的秩次为 $rank(X_i)$, 则 $rank(X_i)$ 不独立但同 $[1, 2, \dots, n_1 + n_2]$ 上的离散型均匀分布, 且

$$E[rank(X_i)] = \frac{n_1 + n_2 + 1}{2}, \quad D[rank(X_i)] = \frac{(n_1 + n_2)^2 - 1}{12}$$

又 $T = \sum_{i=1}^{n_1} rank(X_i)$, 则

(1) 由期望的性质有:

$$ET = E\left[\sum_{i=1}^{n_1} rank(X_i)\right] = \sum_{i=1}^{n_1} E[rank(X_i)] = \frac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2}.$$

(2) 由方差的性质有:

$$DT = D\left[\sum_{i=1}^{n_1} rank(X_i)\right] = \sum_{i=1}^{n_1} D[rank(X_i)] + \sum_{i \neq j} Cov[rank(X_i), rank(X_j)] \triangleq A + B$$

$$A = n_1 \cdot \frac{(n_1 + n_2)^2 - 1}{12}$$

$$B = (n_1^2 - n_1) Cov[rank(X_i), rank(X_j)]$$

$$= (n_1^2 - n_1) \{ E[rank(X_i) \cdot rank(X_j)] - E[rank(X_i)] E[rank(X_j)] \}$$

$$= (n_1^2 - n_1) \left\{ \frac{[1 + 2 + \dots + (n_1 + n_2)][1 + 2 + \dots + (n_1 + n_2)] - [1^2 + 2^2 + \dots + (n_1 + n_2)^2]}{A_{n_1 + n_2}^2} - \left(\frac{n_1 + n_2 + 1}{2} \right)^2 \right\}$$

$$= (n_1^2 - n_1) \left\{ \frac{\left[\frac{(n_1 + n_2)(n_1 + n_2 + 1)}{2} \right]^2 - \frac{1}{6}(n_1 + n_2)(n_1 + n_2 + 1)(2n_1 + 2n_2 + 1)}{(n_1 + n_2)(n_1 + n_2 - 1)} - \left(\frac{n_1 + n_2 + 1}{2} \right)^2 \right\}$$

$$\text{化简得 } DT = A + B = \frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}.$$