假设检验(下)

拟合优度检验

推导

前面的假设检验都假定了总体分布的形式是已知的,本节介绍总体分布的检验方法。设 X_1,X_2,\cdots,X_n 是总体 X 的样本。对于已知的概率分布函数 F(x),考虑假设

$$H_0: X \sim F(x) \text{ vs } H_1: X \nsim F(x)$$

的检验问题。 $X \sim F(x)$ 表示 $X \cup F(x)$ 为分布函数。

拟合优度检验考虑的是观测样本及其总体分布是否能拟合,以及拟合好坏的标准。给定总体 X 的样本观测值 X_1,X_2,\cdots,X_n , 取 $t_0<\min\{X_1,X_2,\cdots,X_n\}$, $t_m>\max\{X_1,X_2,\cdots,X_n\}$, 类似于制作频率直方图的方法,取 $t_0< t_1< t_2<\cdots< t_m$,然后将区间 $(t_0,t_m]$ 进行划分,得到互不相交的区间 $l_j=(t_{j-1},t_j],j=1,2,\cdots,m$ 。

下面用观测样本落入区间 I_j 的频率 $\hat{p}_j = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathrm{I}\left[X_k \in I_j\right]$,作为概率 $p_j = P\left(X \in I_j\right) = F\left(t_j\right) - F\left(t_{j-1}\right)$ 的估计。

用 $U=\sum_{j=1}^m rac{n}{p_j} \left(\hat{p}_j-p_j
ight)^2$ 描述频率 $\left\{\hat{p}_j
ight\}$ 和概率 $\left\{p_j
ight\}$ 之间的差异。对于较大的样本量 n,在 $H_0:X\sim F$ 下,从频率和概率的关系知道 $\left(\hat{p}_j-p_j
ight)^2$ 应当较小,所以当 U 较大时应当拒绝 H_0 。

在 H_0 下可以证明: 当 n 较大时,U 近似服从 m-1 个自由度的 χ^2 分布。于是 $H_0: X \sim F(x)$ 的显著水平(近似)为 α 的拒绝域是 $W=\{U>\chi^2_\alpha(m-1)\}$ 。

如果总体分布 F(x) 中有 r 个未知参数,就需要**用观测数据先计算出这** r **个未知参数的最大似然估计**,用最大似然估计代替真实参数后才能计算出 p_j 。这时在 H_0 下可以证明:当 n 较大时, U 近似服从 m-r-1 个自由度的 χ^2 分布。于是 H_0 的显著水平(近似)为 α 的拒绝域是 $W=\left\{U>\chi^2_{\alpha}(m-r-1)\right\}$ 。

实际应用中,为了使得近似的程度较好,还应当要求样本量的大小和区间的划分满足以下的条件 $np_j\geqslant 5, 1\leqslant j\leqslant m$ 。 **如果有不满足** $np_j\geq 5$ **的,需要将区间合并!**

事例

自 1500-1931年的 N=432 年间,比较重要的战争在全世界共发生了299次。以每年为一个时间段的记录如下:

爆发的战争数 k	爆发 k 次战争的年数 m_k	频率 m_k/N	P(Y=k)
0	223	0.516	0.502
1	142	0.329	0.346
2	48	0.111	0.119
3	15	0.035	0.028
4+	4	0.009	0.005
总计	432	1.000	1.000

表中 $Y \sim \mathcal{P}(0.69), 0.69 = 299/432$ 是平均每年爆发的战争数。

用 X_j 表示第 j 年的战争数,则在 $H_0: X \sim \mathcal{P}(\lambda)$ 下, X_1, X_2, \ldots, X_n 是泊松总体 $\mathcal{P}(\lambda)$ 的样本,其中未知参数 λ 的最大似然估计是 $\hat{\lambda} = \bar{X}_n = 299/432 = 0.69$,这时 H_0 中的 $\mathcal{P}(\lambda) = \mathcal{P}(0.69)$ 。将 $[0, \infty)$ 划分成 m = 4 段:

$$l_1 = [0, 0.5], l_2 = (0.5, 1.5], l_3 = (1.5, 2.5], l_4 = (2.5, \infty)$$

分别计算出

$$egin{aligned} p_1 &= e^{-\hat{\lambda}} = 0.502, & \hat{p}_1 &= rac{223}{432} = 0.516 \ p_2 &= \hat{\lambda} e^{-\hat{\lambda}} = 0.346, & \hat{p}_2 &= rac{142}{432} = 0.329 \ p_3 &= rac{\hat{\lambda}^2}{2!} e^{-\hat{\lambda}} = 0.119, & \hat{p}_3 &= rac{48}{432} = 0.111 \ p_4 &= 1 - \sum_{j=1}^3 p_j = 0.033, & \hat{p}_4 &= rac{19}{432} = 0.044. \end{aligned}$$

因为 $432 \times 0.033 = 14.256 > 5$,所以拟合条件成立,计算出

$$U = \sum_{i=1}^4 rac{n}{p_j} ig(\hat{p}_j - p_jig)^2 = 2.3458$$

自由度为 4-1-1=2, 查表得到

$$\chi^2_{0.05}(2) = 5.991 > U = 2.3458$$

所以不能拒绝总体 X 服从泊松分布 $\mathcal{P}(0.69)$ 。由于 n 较大,所以可以接受 H_0 ,接受 $X\sim\mathcal{P}(0.69)$ 。以 $\{U\geqslant 2.3458\}$ 作拒绝域,可以计算出拒绝 H_0 犯错误的概率

$$P = P\left(\chi_2^2 \geqslant 2.3458\right) = 0.3095$$

其中 χ^2_2 是服从 $\chi^2(2)$ 分布的随机变量。P=0.3095 又称为**拟合优度**,它显示了数据和泊松分布 $\mathcal{P}(0.69)$ 的拟合情况。拟合优度越大,数据和假设分布的拟合程度越好。

列联表独立性检验 (看PPT)