



哈爾濱工業大學

第37讲 非参数假设检验 ——拟合优度检验





前面讨论了正态总体下，参数的假设检验问题.

实际问题中，可能总体服从何种分布并不知道. 需要我们对总体的分布形式提出假设. 利用数据(样本) 对假设进行检验，看能否获得通过.



例1 在一实验中，每隔一定时间观察一次由某种铀所放射的到达计数器上的 α 粒子数 X ，共观察了100次，数据如下

α 粒子数	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	≥ 12
观察次数	1	5	16	17	26	11	9	9	2	1	2	1	0

上述实验数据与 X 服从泊松分布的理论结果是否相符？ 检验方法— χ^2 拟合优度检验

χ^2 拟合优度检验



检验: $H_0: F(x) = F_0(x)$,

其中, $F(x)$ 为总体 X 的分布函数,

$F_0(x)$ 是某一完全已知或类型已知但含若干未知参数的分布函数.

当总体 X 是离散型,

H_0 : X 的分布列为 $P(X = x_i) = p_i (i = 1, 2, \dots)$.

当总体 X 是连续型,

H_0 : X 的概率密度为 $f(x)$.

χ^2 拟合优度检验



χ^2 拟合优度检验的原理与步骤:

1. 将总体 X 的取值范围分成 k 个互不相交的区间 A_1, A_2, \dots, A_k .
2. H_0 成立下, 当 $F_0(x)$ 含有未知参数时, 求未知参数的最大似然估计值;
3. H_0 成立下, 可以算出总体 X 的值落入每个 A_i 的概率 p_i (或 \hat{p}_i), 称 np_i (或 $n\hat{p}_i$)为落入 A_i 的样本值的理论频数.

χ^2 拟合优度检验



[注] 当 $F_0(x)$ 中含有 m 个未知参数时，用最大似然法估计未知参数，算得 p_i 的估计 \hat{p}_i .

4. 数出 A_i 中含样本值个数 n_i , 并计算统计量

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - n\hat{p}_i)^2}{n\hat{p}_i},$$

可以证明如下结论

χ^2 拟合优度检验



定理 在 H_0 成立下，当 n 充分大时，

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} \overset{\text{近似}}{\sim} \chi^2(k-1),$$
$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - n\hat{p}_i)^2}{n\hat{p}_i} \overset{\text{近似}}{\sim} \chi^2(k-m-1),$$

其中， k 为子区间个数， m 为 $F_0(x)$ 中未知参数的个数。

χ^2 拟合优度检验



5. H_0 的显著性水平为 α 的检验的拒绝域为

$$\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(k-1), (\text{不需估计未知参数})$$

$$\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(k-m-1), (\text{有 } m \text{ 个未知参数需估计})$$

注意：该检验方法是在 n 充分大时使用的，
因而，**一般要求 $n \geq 50$ ，及 $np_i \geq 5$** 。否则应适当合并区间，使 np_i 满足要求。



下面用拟合优度检验解例1

解 检验: $H_0 : P(X = i) = \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} (i = 0, 1, \dots).$

先求出 λ 的最大似然估计 $\hat{\lambda} = \bar{x} = 4.2.$

若 H_0 成立, 则 $P(X = i)$ 有估计

$$\hat{p}_i = \hat{P}(X = i) = \frac{4.2^i}{i!} e^{-4.2} (i = 0, 1, \dots, 11).$$

$$\hat{p}_{12} = \hat{P}(X \geq 12) = 1 - \sum_{i=0}^{11} \hat{p}_i.$$

计算结果如下：



i	n_i	\hat{p}_i	$n\hat{p}_i$	$n_i - n\hat{p}_i$	$\frac{(n_i - n\hat{p}_i)^2}{n\hat{p}_i}$
0	1	0.015	1.5	-1.8 2.8 -1.5 6.6 -5.3 -2.4 2.1	0.415 0.594 0.122 2.245 1.723 0.505 0.693
1	5	0.063	6.3		
2	16	0.132	13.2		
3	17	0.185	18.5		
4	26	0.194	19.4		
5	11	0.163	16.3		
6	9	0.114	11.4		
7	9	0.069	6.9	-0.5	0.039
8	2	0.036	3.6		
9	1	0.017	1.7		
10	2	0.007	0.7		
11	1	0.003	0.3		
12	0	0.002	0.2		
Σ					6.282



检验统计量的值为

$$\chi^2 = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(n_i - n\hat{p}_i)^2}{n\hat{p}_i} = 6.282,$$

在 $\alpha = 0.05$ 下的临界值为

$$\chi_{\alpha}^2(k - m - 1) = \chi_{0.05}^2(8 - 1 - 1) = 12.592.$$

$6.282 < 12.592$, 故接受 H_0 , 即认为试验数据与理论结果相符.



谢 谢！