

目录

第七章 假设检验	1
7.3 拟合优度检验	1
7.3.1 离散总体情形	1
7.3.2 列联表的独立性和齐一性检验	4
7.3.3 连续总体情形	5

第七章 假设检验

7.3 拟合优度检验

前面的假设检验基本上是在假定总体是正态的条件下做的,但是这个假设本身不一定成立,需要收集样本 (X_1, \dots, X_n) 来检验它. 一般地, 检验

$$H_0 : X \text{ 服从某种分布}$$

可以采用 Karl Pearson 提出的 χ^2 拟合优度检验.

7.3.1 离散总体情形

(1) 理论分布不含未知参数的情形

设某总体 X 服从一个离散分布, 且根据经验得知总体落在类别 a_1, \dots, a_k 的理论频率分别为 p_1, \dots, p_k , 现从该总体抽得一个样本量为 n 的样本, 其落在类别 a_1, \dots, a_k 的观测数分别为 n_1, \dots, n_k . 感兴趣的问题是检验理论频率是否正确, 即下面假设是否正确:

$$H_0 : P(X \in a_1) = p_1, \dots, P(X \in a_k) = p_k.$$

这类问题只提零假设而不提对立假设, 相应的检验方法称为拟合优度检验. 显然, 在零假设下, 各类别的理论频数分别为 np_1, \dots, np_k , 将理论频数和观测频数列于下表:

类别	a_1	a_2	\dots	a_k
理论频数	np_1	np_2	\dots	np_k
观测频数	n_1	n_2	\dots	n_k

由大数定律知, 在零假设成立时, n_i/n 依概率收敛于 p_i , 故理论频数 np_i 与观测频数 n_i 接近. 而检验统计量取为

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}.$$

简单地, 就是

$$\chi^2 = \sum \frac{(O - E)^2}{E},$$

其中 O 为观测频数, E 为期望频数.

这个统计量中每项的分母的选取有点讲究, 我们可以这样粗略地解释: 假设 n_i 服从 Poisson 分布, 则 n_i 的均值和方差均为 np_i , 从而 $(n_i - np_i)/\sqrt{np_i}$ 的极限分布为标准正态分布, 因此 χ^2 近似为 k 个服从自由度为 1 的 χ^2 分布的随机变量之和, 由于 $\sum_{i=1}^k (n_i - np_i) = 0$, 故这 k 个随机变量满足一个约束, 从而 χ^2 的自由度为 $k - 1$. 事实上, 可以严格地证明, 在一定的条件下, χ^2 的极限分布就是自由度为 $k - 1$ 的 χ^2 分布, 但其证明超出本课程的要求范围.

下面给出一个例子来说明拟合优度检验的应用.

例 7.3.1. 有人制造一个含 6 个面的骰子, 并声称是均匀的. 现设计一个实验来检验此命题: 连续投掷 600 次, 发现出现六面的频数分别为 97, 104, 82, 110, 93, 114. 问能否在显著性水平 0.2 下认为骰子是均匀的?

解: 该问题设计的总体是一个有 6 个类别的离散总体, 记出现六个面的概率分别为 p_1, \dots, p_6 , 则零假设可以表示为

$$H_0 : p_i = 1/6, i = 1, \dots, 6.$$

在零假设下, 理论频数都是 100, 故检验统计量 χ^2 的取值为

$$\frac{(97 - 100)^2}{100} + \frac{(104 - 100)^2}{100} + \frac{(82 - 100)^2}{100} + \frac{(110 - 100)^2}{100} + \frac{(93 - 100)^2}{100} + \frac{(114 - 100)^2}{100} = 6.94,$$

跟自由度为 $6 - 1 = 5$ 的 χ^2 分布的上 0.05 分位数 $\chi_5^2(0.2) \approx 7.29$ 比较, 不能拒绝零假设, 即可在显著性水平 0.2 下认为骰子是均匀的.

例 7.3.2. 孟德尔 (Mendel) 豌豆杂交试验. 纯黄和纯绿品种杂交, 因为黄色对绿色是显性的, 在 Mendel 第一定律 (自由分离定律) 的假设下, 二代豌豆中应该有 75% 是黄色的, 25% 是绿色的. 在产生的 $n = 8023$ 个二代豌豆中, 有 $n_1 = 6022$ 个黄色, $n_2 = 2001$ 个绿色. 我们的问题是检验这些这批数据是否支持 Mendel 第一定律, 要检验的假设是

$$H_0 : \pi_1 = 0.75, \pi_2 = 0.25$$

解: 在 Mendel 第一定律 (H_0) 下, 黄色和绿色的个数期望值为

$$\mu_1 = n\pi_1 = 8023 * 0.75 = 6017.25, \mu_2 = n\pi_2 = 8023 * 0.25 = 2005.75$$

则Pearson χ^2 统计量为

$$Z = \sum \frac{(O - E)^2}{E} = (6022 - 6017.25)^2/6017.25 + (2001 - 2005.75)^2/2005.75 = 0.015$$

自由度 $df = 1$, p -value为0.903. 因此可以认为这些数据服从Mendel第一定律。Fisher基于Mendel试验的所有数据, 发现其数据与理论值符合的太好, p -value = 0.99993, 但这么好的拟合在几万次试验中才发生一次, 因而Fisher断定数据可能有伪造的嫌疑^[注1]。

(2) 理论分布含若干未知参数的情形

当理论总体总含有未知的参数时, 理论频数 np_i 一般也与这些参数有关, 此时应该用适当的估计如极大似然估计代替这些参数以得到 p_i 的估计 \hat{p}_i , 得到的统计量记为

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

拟合优度检验的提出者 Karl Pearson 最初认为在零假设下, 检验统计量的 χ^2 的极限分布仍等于自由度为 $k - 1$ 的 χ^2 分布, R. A. Fisher 发现自由度应该等于 $k - 1$ 减去估计的独立参数的个数 r , 即 $k - 1 - r$.

例 7.3.3. 从某人群中随机抽取 100 个人的血液, 并测定他们在某基因位点处的基因型. 假设该位点只有两个等位基因 A 和 a , 这 100 个基因型中 AA , Aa 和 aa 的个数分别为 30, 40, 30, 则能否在 0.05 的水平下认为该群体在此位点处达到 Hardy-Weinberg 平衡态?

解: 取零假设为

$$H_0 : \text{Hardy-Weinberg 平衡态成立.}$$

设人群中等位基因 A 的频率为 p , 则该人群在此位点处达到 Hardy-Weinberg 平衡态指的是在人群中 3 个基因型的频率分别为 $P(AA) = p^2$, $P(Aa) = 2p(1 - p)$ 和 $P(aa) = (1 - p)^2$, 即零假设可等价地写成

$$H_0 : P(AA) = p^2, P(Aa) = 2p(1 - p), P(aa) = (1 - p)^2.$$

在 H_0 下, 3 个基因型的理论频数为 $100 \times \hat{p}^2$, $100 \times 2 \times \hat{p}(1 - \hat{p})$ 和 $100 \times (1 - \hat{p})^2$, 其中 \hat{p} 等于估计的等位基因频率 0.5, 代入 χ^2 统计量表达式, 得统计量的值等于 4. 该统计量的值大于自由度为 $3 - 1 - 1 = 1$ (恰好一个自由参数被估计) 的 χ^2 分布上 0.05 分位数 3.84, 故可在 0.05 的水平下认为未达到 Hardy-Weinberg 平衡态.

^[注1]<https://arxiv.org/pdf/1104.2975.pdf>

7.3.2 列联表的独立性和齐一性检验

(1) 独立性检验

下面考虑很常用的列联表. 列联表是一种按两个属性作双向分类的表. 例如肝癌病人可以按所在医院 (属性 A) 和是否最终死亡 (属性 B) 分类. 目的是看不同医院的疗效是否不同. 又如婴儿可按喂养方式 (属性 A, 分两个水平: 母乳喂养与人工喂养) 和小儿牙齿发育状况 (属性 B, 分两个水平: 正常与异常) 来分类. 这两个例子中两个属性都只有两个水平, 相应的列联表称为“四格表”, 一般地, 如果第一个属性有 a 个水平, 第二个属性有 b 个水平, 称为 $a \times b$ 表 (见教材 p268). 实际应用中, 常见的一个问题是考察两个属性是否独立. 即零假设是

$$H_0: \text{属性 A 与属性 B 独立.}$$

这是列联表的独立性检验问题.

假设样本量为 n , 第 (i, j) 格的频数为 n_{ij} . 记 $p_{ij} = P(\text{属性 A, B 分别处于水平 } i, j)$, $u_i = P(\text{属性 A 有水平 } i)$, $v_j = P(\text{属性 B 有水平 } j)$. 则零假设就是 $p_{ij} = u_i v_j$. 将 u_i 和 v_j 看成参数, 则总的独立参数有 $a - 1 + b - 1 = a + b - 2$ 个. 它们的极大似然估计为

$$\hat{u}_i = \frac{n_{i.}}{n}, \hat{v}_j = \frac{n_{.j}}{n}.$$

正好是它们的频率 (证明参看教材). 其中 $n_{i.} = \sum_{j=1}^b n_{ij}$, $n_{.j} = \sum_{i=1}^a n_{ij}$. 在 H_0 下, 第 (i, j) 格的理论频数为 $n\hat{p}_{ij} = n_{i.}n_{.j}/n$, 因此在 H_0 下, $\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (n_{ij} - n\hat{p}_{ij})^2$ 应该较小. 故取检验统计量为

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \frac{(n_{ij} - n_{i.}n_{.j}/n)^2}{(n_{i.}n_{.j}/n)}.$$

在零假设下 χ^2 的极限分布是有自由度为 $k - 1 - r = ab - 1 - (a + b - 2) = (a - 1)(b - 1)$ 的 χ^2 分布. 对于四格表, 自由度为 1.

(2) 齐一性检验

跟列联表有关的另一类重要的检验是齐一性检验, 即检验某一个属性 A 的各个水平对应的另一个属性 B 的分布全部相同, 这种检验跟独立性检验有着本质的区别. 独立性问题中两属性都是随机的; 而齐一性问题中属性 A 是非随机的, 这样涉及到的分布实际上是条件分布. 虽然如此, 所采用的检验方法跟独立性检验完全一样.

例 7.3.4. 下面表是甲乙两医院肝癌病人生存情况. 需要根据这些数据判断两医院的治疗效果是否一样.

甲、乙两院肝癌的近期疗效

	生存	死亡	合计
甲院	150(n_{11})	88(n_{12})	238($n_{1.}$)
乙院	36(n_{21})	18(n_{22})	54($n_{2.}$)
合计	186($n_{.1}$)	106($n_{.2}$)	292(n)

解: 这是一个齐一性检验问题. 检验统计量 χ^2 的观测值为 0.2524, 远远小于自由度为 1 的 χ^2 分布的上 0.05 分位数, 故可以接受零假设, 即在水平 0.05 下可以认为两个医院的疗效无差别的.

当有某个格子的频数较小时, 如果允许的话可以合并格子是每个格子的频数足够大, 实际问题中不允许合并格子 (合并后失去了实际意义), 此时可以用 **Fisher** 的精确检验法.

7.3.3 连续总体情形

设 (X_1, \dots, X_n) 是取自总体 X 的一个样本, 记 X 的分布函数为 $F(x)$, 需要检验的那种分布中含有 r 个总体参数 $\theta_1, \dots, \theta_r$. 我们要在显著性水平 α 下检验

$$H_0: F(x) = F_0(x; \theta_1, \dots, \theta_r),$$

其中 $F_0(x; \theta_1, \dots, \theta_r)$ 表示需要检验的那种分布的分布函数. 例如, 当我们要检验

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

时, $r = 2, \theta_1 = \mu, \theta_2 = \sigma^2$.

$$F_0(x; \mu, \sigma^2) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(t - \mu)^2\right\} dt.$$

上述假设可以通过适当的离散化总体分布, 采用拟合优度法来做检验. 首先把实数轴分成 k 个子区间 $(a_{j-1}, a_j]$, $j = 1, \dots, k$, 其中 a_0 可以取 $-\infty$, a_k 可以取 ∞ . 这样构造了一个离散总体, 其取值就是这 k 个区间. 记

$$p_j = P_{H_0}(a_{j-1} < X \leq a_j) = F_0(a_j; \theta_1, \dots, \theta_r) - F_0(a_{j-1}; \theta_1, \dots, \theta_r), j = 1, \dots, k.$$

如果 H_0 成立, 则概率 p_j 应该与数据落在区间 $(a_{j-1}, a_j]$ 的频率 $f_j = n_j/n$ 接近, 其中 n_j 表示相应的频数. 当 p_i 的取值不含未知参数时, 取检验统计量

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(n_j - np_j)^2}{np_j},$$

否则取

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(n_j - n\hat{p}_j)^2}{n\hat{p}_j},$$

其中 \hat{p}_i 是将 p_i 中的未知参数换成适当的估计后得到的 p_i 的估计. 拒绝域取为

$$\{\chi^2 > \chi_{k-r-1}^2(\alpha)\}.$$

如果 p_i 中不含未知参数, 则 $r = 0$.

使用 χ^2 进行拟合优度检验时一般要求 $n \geq 50$, $n\hat{p}_j \geq 5, j = 1, \dots, k$, 如果不满足这个条件, 最好把某些组作适当合并.

例 7.3.5. 从某连续总体中抽取一个样本量为 100 的样本, 发现样本均值和样本标准差分别为 -0.225 和 1.282 , 落在不同区间的频数如下表所示:

区间	$(-\infty, -1)$	$[-1, -0.5)$	$[-0.5, 0)$	$[0, 0.5)$	$[0.5, 1)$	$[1, \infty)$
观测频数	25	10	18	24	10	13
理论频数	27	14	16	14	12	17

可否在显著性水平 0.05 下认为该总体服从正态分布?

解: 设理论正态分布的均值和方差分别为 μ 和 σ^2 , 记第 i 个区间为 $(a_{i-1}, a_i, i = 1, \dots, 6$, 则样本落在第 i 个格子的理论概率为 $100P(a_{i-1} < X \leq a_i)$, 其中 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. 将 $\mu = -0.225$ 和 $\sigma^2 = \frac{99}{100} \times 1.282^2 = 1.622$ 代入得到估计的理论频数, 列于上表中.

H_0 : 总体服从正态分布

由此算得检验统计量 χ^2 的值约为 9.25, 与自由度为 $6-1-2=3$ 的 χ^2 分布的上 0.05 分位数 $\chi_3^2(0.05) \approx 7.81$ 比较可以拒绝零假设, 即可以在显著性水平 0.05 下认为该总体不服从正态分布.