

因为

$$E(\hat{\theta}) = \int_{-\infty}^{\infty} x f_{\hat{\theta}}(x) dx = \int_0^{+\infty} 2nx e^{-2n(x-\theta)} dx = \theta + \frac{1}{2n} \neq \theta,$$

所以 $\hat{\theta}$ 作为 θ 的估计量不具有无偏性.

[典型错误] (1) 分布函数概念模糊, 例如将分布函数 $F(x)$ 写成

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{\theta}^x 2e^{-2(t-\theta)} d\theta,$$

或甚至写成

$$F(x) = \int_0^x 2e^{-2(x-\theta)} d\theta,$$

均未注明 $x > \theta$, 未写出当 $x \leq \theta$ 时的 $F(x)$.

有的干脆写成 $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = 1$. [应是 $F(+\infty) = 1$]

(2) 积分 $\int_{\theta}^x 2e^{-2(x-\theta)} d\theta$ 计算错.

(3) 将 $P\{X_i > x\}$ 写成 $F(x)$. [应是 $P\{X_i > x\} = 1 - P\{X_i \leq x\} = 1 - F(x)$].

(4) 数学期望 $E(X)$ 的公式写成 $\int_{-\infty}^{\infty} f(t) dt = 1$ [应是 $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x) dx$]. 这些都说明基础不扎实.

例 7.12 设某种元件的使用寿命 X 的概率密度为

$$f(x; \theta) = \begin{cases} 2e^{-2(x-\theta)}, & x \geq \theta, \\ 0, & x < \theta. \end{cases}$$

其中 $\theta > 0$ 为未知参数. 又设 x_1, x_2, \dots, x_n 是 X 的一组样本观测值. 求参数 θ 的最大似然估计值.

[提示] 根据最大似然估计的定义来求.

[解] 似然函数为

$$\begin{aligned} L(\theta) &= L(x_1, x_2, \dots, x_n; \theta) \\ &= \begin{cases} 2^n e^{-2\sum_{i=1}^n (x_i - \theta)}, & x_i \geq \theta (i = 1, 2, \dots, n), \\ 0, & \text{其他}. \end{cases} \end{aligned}$$

当 $x_i \geq \theta (i = 1, 2, \dots, n)$ 时, $L(\theta) > 0$, 取对数, 得

$$\ln L(\theta) = n \ln 2 - 2 \sum_{i=1}^n (x_i - \theta).$$

因为 $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = 2n > 0$, 所以 $L(\theta)$ 单调增加.

由于 θ 必须满足 $\theta \leq x_i (i = 1, 2, \dots, n)$, 因此当 θ 取 x_1, x_2, \dots, x_n 中的最小值时, $L(\theta)$ 取最大值. 所以 θ 的最大似然估计值为 $\hat{\theta} = \min(x_1, x_2, \dots, x_n)$.

[典型错误] 由于 $\frac{d \ln L(\theta)}{d\theta} = 2n > 0$, $L(\theta)$ 单调增加, 有些考生就不知道应如何取估计值了.

八、假设检验

• 考试内容与要求 •

考试内容

显著性检验 假设检验的两类错误 单个及两个正态总体的均值和方差的假设检验

考试要求

1. 理解显著性检验的基本思想, 掌握假设检验的基本步骤, 了解假设检验可能产生的两类错误.

2. 掌握单个及两个正态总体的均值和方差的假设检验.

• 考试内容解析 •

(一) 假设检验的基本概念

1. 假设检验

关于总体分布的未知参数的假设, 称为统计假设. 所提出的假设称为零假设或原假设, 记为 H_0 ; 对立零假设的假设称为对立假设或备择假设, 记为 H_1 .

假设检验就是根据样本, 按照某种检验法则, 确定在原假设 H_0 和对立假设 H_1 之中接受其一.

2. 两类错误

在假设 H_0 实际上为真时, 我们却错误地拒绝了 H_0 , 称为第一类错误; 当 H_0 实际上不真时, 我们却错误地接受了 H_0 , 称为第二类错误.

3. 显著性检验

在确定检验法则时, 应尽可能地使犯两类错误的概率都小些. 但是, 一般说来, 当样本容量取定后, 如果要减少犯某一类错误的概率, 则犯另一类错误的概率往往要增大. 要使犯两类错误的概率都减少, 只好加大样本容量. 在给定样本容量的情况下, 我们总是控制犯第一类错误的概率, 使它不大于给定的 α ($0 < \alpha < 1$). 这种检验问题称为显著性检验问题. 给定的数 α 称为显著性水平. α 的选取依具体情况而定, 通常取 0.1, 0.05, 0.01 等值.

在对假设 H_0 进行检验时, 常使用某个统计量 T , 称为检验统计量. 当检验统计量在某个区域 W 上取值时, 我们就拒绝假设 H_0 , 称区域 W 为拒绝域.

4. 假设检验的一般步骤

- (1) 根据实际问题的要求, 提出原假设 H_0 和对立假设 H_1 ;
- (2) 给出显著性水平 α 及样本容量 n ;
- (3) 确定检验统计量 T 及拒绝域形式;
- (4) 按犯第一类错误的概率等于 α 求出拒绝域 W ;
- (5) 根据样本值计算检验统计量 T 的观测值 t , 当 $t \in W$ 时, 拒绝原假设 H_0 ; 否则, 接受原假设 H_0 .

5. 双边检验与单边检验

设总体 X 的分布中含有某一参数 θ , 形如

$$H_0: \theta = \theta_0; H_1: \theta \neq \theta_0$$

的假设检验称为双边检验; 形如

$$H_0: \theta = \theta_0 \text{ (或 } \theta \leq \theta_0); H_1: \theta > \theta_0$$

的假设检验称为右边检验; 形如

$$H_0: \theta = \theta_0 \text{ (或 } \theta \geq \theta_0); H_1: \theta < \theta_0$$

的假设检验称为左边检验. 右边检验和左边检验统称为单边检验.

(二) 正态总体均值和方差的假设检验

设显著性水平为 α , 关于单个正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的均值 μ 和方差 σ^2 的假设检验. 以及关于两个正态总体 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 与 $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 的均值差 $\mu_1 - \mu_2$ 和方差相等 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 的假设检验, 列表如下:

	原假设 H_0	检验统计量	H_0 为真时检验统计量的分布	对立假设 H_1	拒绝域
1	$\mu = \mu_0$ (σ^2 已知)	$U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$	$N(0, 1)$	$\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$ $\mu \neq \mu_0$	$u \geq u_{\frac{\alpha}{2}}$ $u \leq -u_{\frac{\alpha}{2}}$ $ u \geq u_{\frac{\alpha}{2}}$

续表

	原假设 H_0	检验统计量	H_0 为真时检验统计量的分布	对立假设 H_1	拒绝域
2	$\mu = \mu_0$ (σ^2 未知)	$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$	$t(n-1)$	$\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$ $\mu \neq \mu_0$	$t \geq t_{\alpha}(n-1)$ $t \leq -t_{\alpha}(n-1)$ $ t \geq t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1)$
3	$\sigma^2 = \sigma_0^2$ (μ 已知)	$\chi^2 = \frac{1}{\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$	$\chi^2(n)$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$ $\sigma^2 < \sigma_0^2$ $\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(n)$ $\chi^2 \leq \chi_{1-\alpha}^2(n)$ $\chi^2 \leq \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n)$ 或 $\chi^2 \geq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n)$
4	$\sigma^2 = \sigma_0^2$ (μ 未知)	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	$\chi^2(n-1)$	$\sigma^2 > \sigma_0^2$ $\sigma^2 < \sigma_0^2$ $\sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(n-1)$ $\chi^2 \leq \chi_{1-\alpha}^2(n-1)$ $\chi^2 \leq \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$ 或 $\chi^2 \geq \chi_{\frac{\alpha}{2}}^2(n-1)$
5	$\mu_1 - \mu_2 = \delta$ (σ_1^2, σ_2^2 已知)	$U = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$	$N(0,1)$	$\mu_1 - \mu_2 > \delta$ $\mu_1 - \mu_2 < \delta$ $\mu_1 - \mu_2 \neq \delta$	$u \geq u_{\alpha}$ $u \leq -u_{\alpha}$ $ u \geq u_{\frac{\alpha}{2}}$
6	$\mu_1 - \mu_2 = \delta$ ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ 未知)	$T = \frac{\bar{X} - \bar{Y} - \delta}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$	$t(n_1 + n_2 - 2)$	$\mu_1 - \mu_2 > \delta$ $\mu_1 - \mu_2 < \delta$ $\mu_1 - \mu_2 \neq \delta$	$t \geq t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$ $t \leq -t_{\alpha}(n_1 + n_2 - 2)$ $ t \geq t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)$
7	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ (μ_1, μ_2 已知)	$F = \frac{n_2 \sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \mu_1)^2}{n_1 \sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \mu_2)^2}$	$F(n_1, n_2)$	$\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	$F \geq F_{\alpha}(n_1, n_2)$ $F \leq F_{1-\alpha}(n_1, n_2)$ $F \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1, n_2)$ 或 $F \geq F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1, n_2)$
8	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ (μ_1, μ_2 未知)	$F = \frac{S_1^2}{S_2^2}$	$F(n_1 - 1, n_2 - 1)$	$\sigma_1^2 > \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$	$F \geq F_{\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ $F \leq F_{1-\alpha}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ $F \leq F_{1-\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$ 或 $F \geq F_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 - 1, n_2 - 1)$

表中 $S_w^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$, $S_w = \sqrt{S_w^2}$.

• 例题详解 •

例 8.1 设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自正态总体 $N(\mu, \sigma^2)$ 的样本, 其中 μ 和 σ^2 未知. 记 $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$,

$Q^2 = \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$, 则假设 $H_0: \mu = 0$ 的 t 检验使用统计量_____.

[答案] $\frac{\bar{X}}{Q} \sqrt{n(n-1)}$.

[提示] 本题考查正态总体样本假设检验统计量. 根据一般表达式即可得到.

[解] 由于 μ 未知, H_0 为 $\mu = 0$, 因此 t 检验使用的统计量为

$$T = \frac{\bar{X}}{S/\sqrt{n}}.$$

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

$$T = \frac{\bar{X}}{\sqrt{\frac{Q^2}{n-1}} \cdot \sqrt{\frac{1}{n}}} = \frac{\bar{X}}{Q} \sqrt{n(n-1)}.$$

例 8.2 设 X_1, X_2, \dots, X_{16} 是来自正态总体 $N(\mu, 2^2)$ 的样本, 样本均值为 \bar{X} . 则在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下检验假设 $H_0: \mu = 5; H_1: \mu \neq 5$ 的拒绝域 $W =$ _____.

[答案] $\{|\bar{x} - 5| \geq 0.98\}$.

[提示] 本题考查正态总体样本假设检验拒绝域的计算.

[解] 由于 $n = 16, \sigma = 2$, 则检验假设 H_0 的检验统计量为

$$U = \frac{\bar{X} - 5}{2/\sqrt{16}} = 2\bar{X} - 10 \sim N(0, 1).$$

对于显著性水平 $\alpha = 0.05$, 有

$$\begin{aligned} P\{|U| \geq u_{\frac{\alpha}{2}}\} &= P\{|2\bar{X} - 10| \geq 1.96\} \\ &= P\{|\bar{X} - 5| \geq 0.98\} = \alpha = 0.05, \end{aligned}$$

因此检验假设

$$H_0: \mu = 5; H_1: \mu \neq 5$$

的拒绝域为

$$W = \{|\bar{x} - 5| \geq 0.98\}.$$

例 8.3 在正常情况下, 维尼纶纤度服从正态分布, 方差不大于 0.048^2 . 某日抽取 5 根纤维, 测得纤度如下:

$$1.32, 1.55, 1.36, 1.40, 1.44.$$

在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 下检验该日生产的维尼纶纤度的方差是否正常.

[提示] 这是一道关于服从正态总体样本方差的双边检验问题. 检验统计量取 $\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$.

[解] 在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 下检验假设

$$H_0: \sigma^2 \leq 0.048^2; H_1: \sigma^2 > 0.048^2.$$

由于 μ 为未知, 因此检验统计量应取为

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2(n-1).$$

这里 $\sigma_0^2 = 0.048^2, n = 5$. 检验 H_0 的拒绝域为

$$W = \{\chi^2 \geq \chi_{\alpha}^2(n-1)\},$$

其中 $\chi_{0.01}^2(n-1) = \chi_{0.01}^2(5-1) = 3.277$.

因为 $S^2 = 0.00778$, 所以检验统计量 χ^2 的观测值为

$$\chi^2 = \frac{(5-1) \times 0.00778}{0.048^2} \approx 13.5.$$

由于 $\chi^2 = 13.5 > 13.277 = \chi_{0.01}^2(5-1)$, 所以拒绝原假设 H_0 , 接受对立假设 H_1 . 即认为该日生产的维尼纶纤维的方差显著大于 0.048^2 , 因而不正常.

例 8.4 设某次考试的考生成绩服从正态分布, 从中随机地抽取 36 位考生的成绩, 算得平均成绩为 66.5 分, 标准差为 15 分. 问在显著性水平 0.05 下, 是否可以认为这次考试全体考生的平均成绩为 70 分? 并给出检验过程.

附表: t 分布表

$P\{ t(n) \leq t_p(n)\} = p$		
$t_p(n)$	p	
n		
		0.95
		0.975
35		1.689 6
36		1.688 3
		2.030 1
		2.028 1

【提示】这是一个检验正态总体均值的双边检验问题, 根据抽样分布性质 $\frac{\bar{X} - \mu}{S} \sqrt{n} \sim t(n-1)$. 因此, 当原假设为真时 ($\mu = 70$), 拒绝域为:

$$|t| = \frac{|\bar{x} - 70|}{s} \sqrt{n} \geq t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1).$$

将 \bar{x} , s , n 代入计算出 $|t|$ 值. 查表得出 $t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$, 比较 $|t|$ 与 $t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1)$ 之大小, 得出接受或拒绝原假设的结论.

【解】设该次考试的考生成绩为 X , 则 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. 把从 X 中抽取的容量为 n 的样本均值记为 \bar{X} , 样本标准差记为 S . 本题是在显著性水平 $\alpha = 0.05$ 下检验假设

$$H_0: \mu = 70; H_1: \mu \neq 70.$$

拒绝域为

$$|t| = \frac{|\bar{x} - 70|}{s} \sqrt{n} \geq t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-1).$$

由 $n = 36$, $\bar{x} = 66.5$, $s = 15$, $t_{0.975}(36-1) = 2.0301$, 算得

$$|t| = \frac{|66.5 - 70| \sqrt{36}}{15} = 1.4 < 2.0301.$$

所以接受假设 $H_0: \mu = 70$, 即在显著性水平 0.05 下, 可以认为这次考试全体考生的平均成绩为 70 分.

郑重声明

高等教育出版社依法对本书享有专有出版权。任何未经许可的复制、销售行为均违反《中华人民共和国著作权法》。其行为人将承担相应的民事责任和行政责任。构成犯罪的，将被依法追究刑事责任。为了维护市场秩序，保护读者的合法权益，避免读者误用盗版书造成不良后果，我社将配合行政执法部门和司法机关对违法犯罪的单位和个人给予严厉打击。社会各界人士如发现上述侵权行为，希望及时举报，本社将奖励举报有功人员。

反盗版举报电话：(010)58581897/58581896/58581879

传 真：(010)82086060

E-mail: dd@hep.com.cn

通信地址：北京市西城区德外大街4号

高等教育出版社打击盗版办公室

邮 编：100011

购书请拨打读者服务部电话：(010)58581114/5/6/7/8

特别提醒：“中国教育考试在线”<http://www.educexam.com.cn>是高教版考试用书专用网站。网站本着真诚服务广大考生的宗旨，为考生提供名师导航、试题宝库、在线考场、图书浏览等多项增值服务。高教版考试用书配有本网站的增值服务卡，该卡为高教版考试用书正版书的专用标识，广大读者可凭此卡上的卡号和密码登录网站获取增值信息，并以此辨别图书真伪。