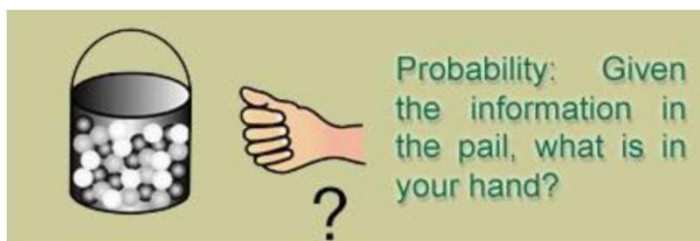


概率论

- 借助于分布函数研究随机问题.



- 已知白球比例 (分布列), 求各种事件的概率

分布函数一般事先给出, 不涉及如何获取分布函数.

数理统计

- 借助于样本去研究随机问题.



- 通过摸球去推断白球比例
- 统计推断

(1) 参数估计
(2) 假设检验

白球比例 = ?

白球占30%,
对不对?

分布函数一般不知道, 需要通过样本进行推断.

§ 6.3 假设检验的基本概念

在本节中，我们将讨论不同于参数估计的另一类重要的统计推断问题。这就是根据样本的信息检验关于总体的某个假设是否正确——假设检验。

一 假设检验的分类

$$\text{假设检验} \begin{cases} \text{参数假设检验} \\ \text{非参数假设检验} \end{cases}$$

对总体未知参数的取值情况进行的检验称为参数假设检验。(此时总体的分布类型一般已知)。

对单个总体的分布类型，两变量是否独立，两总体的分布是否相同等进行的检验称为非参数检验。

例1 某车间用一台包装机包装葡萄糖，每袋包装的糖重是一个随机变量，服从正态分布 ($\sigma = 2$ 克). 当机器正常时，其均值为500克. 在装好的葡萄糖中任取9袋，测得平均重量为502克，问能否认为包装量的均值是500克？——属于参数假设检验.

例2 自动车床加工中轴，从成品中抽取11根，测量它们的直径(毫米)数据如下： 10.52, 10.41, 10.32, 10.18, 10.64, 10.77, 10.82, 10.67, 10.59, 10.38, 10.49, 问这批零件的直径是否服从正态分布？——属于非参数假设检验.

上述例1 可重新叙述如下：已知总体 $X \sim N(\mu, 2^2)$,
要检验 $H_0: \mu = \mu_0 = 500; H_1: \mu \neq \mu_0 = 500$ 哪个成立？
通常称 H_0 为原假设；称 H_1 为备择假设(或对立假设).

一种假设 H_0

生产正常

$$\mu = 500$$

总体不变

另一种假设 H_1

生产不正常

$$\mu \neq 500$$

总体变化

抽样误差

系统误差

$$\bar{X} = 502$$

?

解决

解决办法:

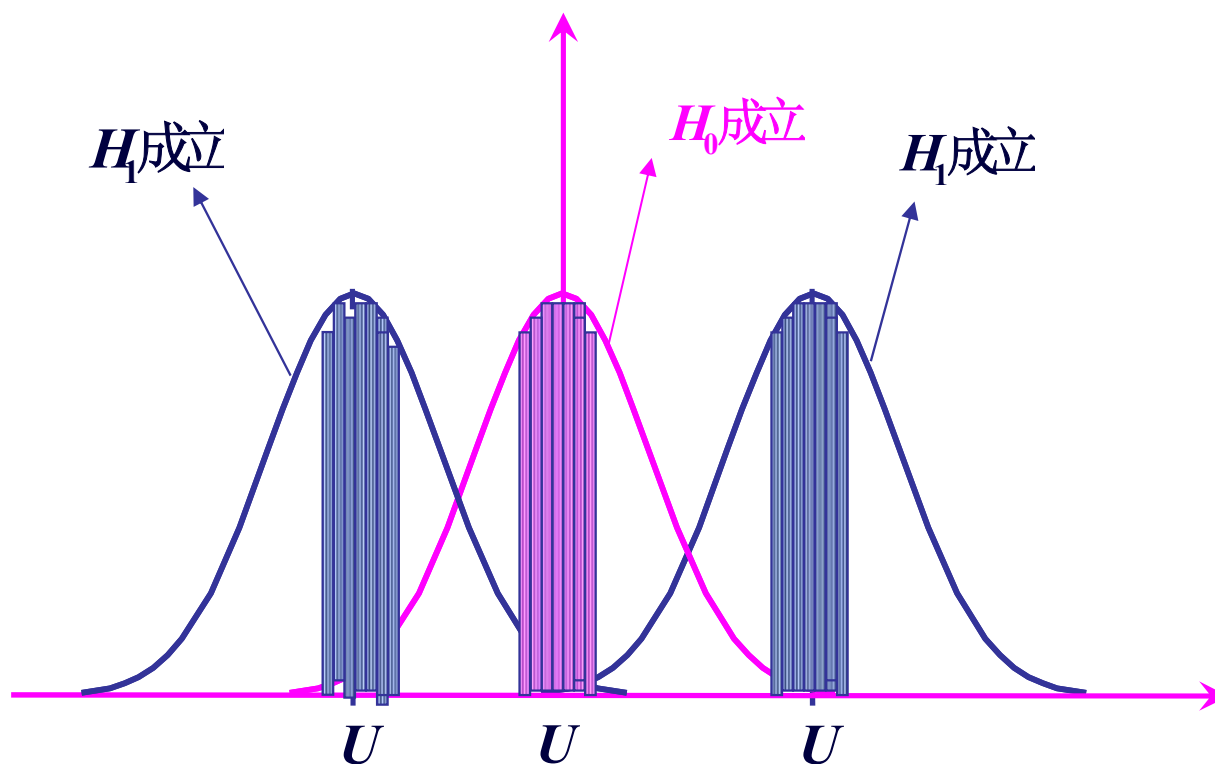
确定误差的一个界限。误差在界限内, 则认为是抽样误差; 误差超过界限, 则认为是系统误差.

分析: 由于 μ 是正态分布的期望值, \bar{X} 是 μ 的最小方差无偏估计, 因此当 H_0 成立, 即 $\mu = \mu_0$ 时, \bar{X} 与 μ_0 的差距 $|\bar{X} - \mu_0|$ 应该比较小; 而当 H_1 成立时, $\mu \neq \mu_0$, 此时 \bar{X} 与 μ_0 的差距 $|\bar{X} - \mu_0|$ 应该比较大.

也就是说: 当统计量 $|\bar{X} - \mu_0|$ 的取值较大(大于某个临界值)时, 应该拒绝 H_0 , 反之, 就接受 H_0 . 这等价于根据 $|U|$ 的大小来判断 H_0 是否成立。

其中 $U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$. 统计量 U 的分布:

$$U \sim \begin{cases} N(0,1), & \text{当 } H_0 \text{ 成立时, } U \text{ 的值集中于“0” 数的周围,} \\ N(\frac{\mu - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}, 1), & \text{当 } H_1 \text{ 成立时. } U \text{ 的值集中于“非0” 数的周围.} \end{cases}$$



通过上面的分析知：

当 $|U|$ 的值偏小时，对 H_0 成立有利， $|U|$ 的值偏大时，对 H_1 成立有利，因而 H_0 的拒绝域 W 为下列形式：

$$W = \{(x_1, x_2, \dots, x_n) : |U| > C\}$$

其中常数 C 就是我们要确定的临界值。

由于 H_0 是正常的情况，我们主观上往往倾向于保护 H_0 ，即 H_0 确实成立时，作出拒绝 H_0 的概率应是一个很小的正数 α ，对给定 α ，拒绝域由下式决定

$$P(|U| > C | H_0 \text{真}) = \alpha.$$

小概率事件在一次试验中基本上不会发生。

当 H_0 成立时, $U \sim N(0,1)$, 因此 $C = u_{\alpha/2}$. 拒绝域为

$$W = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): |U| > u_{\alpha/2}\}$$

上面的假设检验通常称为显著性假设检验, 小正数 α 称为检验水平或称显著性水平.

对于例 1, 假定 $\alpha=0.05$, 则 $u_{\alpha/2} = u_{0.025} = 1.96$. 因而

$$W = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): |U| > 1.96\}$$

将样本观测值 $\bar{X} = 502$ 代入得

$$|U| = \left| \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \right| = \left| \frac{502 - 500}{2/\sqrt{9}} \right| = 3 > 1.96$$

落入拒绝域

这表明样本落在拒绝域 W 内，对 H_0 不利的小概率事件发生了，因此我们应拒绝 H_0 .

二 假设检验的步骤

第一步：提出原假设 H_0 和备择假设 H_1 (根据题意)

例1 中， $H_0 : \mu = 500 \Leftrightarrow H_1 : \mu \neq 500$

第二步：选取检验统计量，在 H_0 成立下求出它的分布

$$\text{例1 中, } U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}.$$

能比较 H_0 , H_1 条件下分布的不同.



第三步： 对给定的显著性水平 α . 寻找对 H_0 不利的小概率事件，确定拒绝域 W .

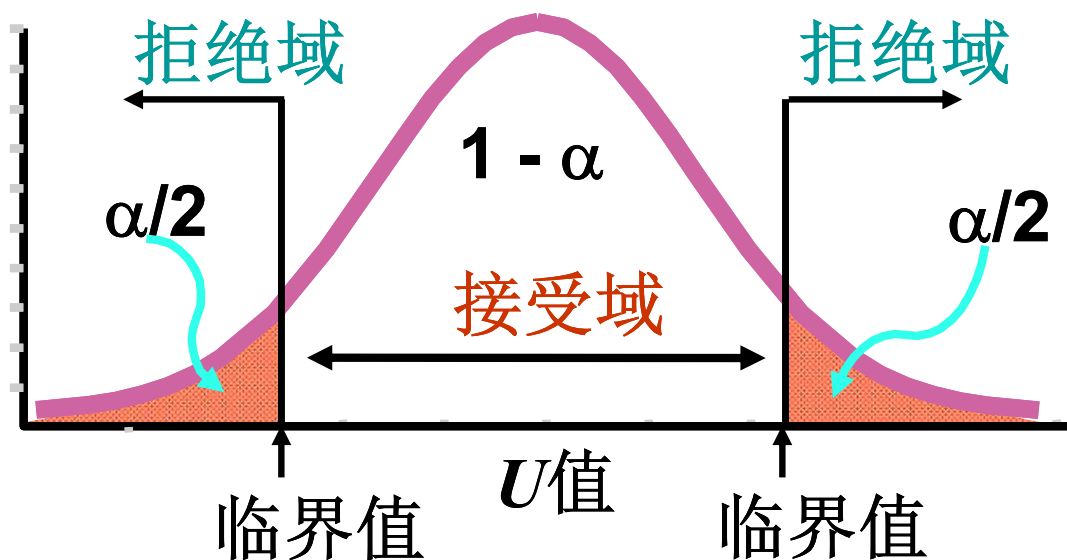
例 1中， $\alpha = 0.05$ ， $W = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): |U| > 1.96\}$.

第四步： 计算检验统计量的值，并判断是否拒绝 H_0 .

例 1中， $|U| = 3 > 1.96$ ，落入 W 内，拒绝 H_0 .

抽样分布

(双侧)检验示意图



注意：接受 H_0 并不是肯定 H_0 一定对，而只是说差异还不够显著，还没有达到足以否定 H_0 的程度。

三 假设检验的原假设与备择假设

通常将参数正常情况下的取值作为原假设 H_0 ，原假设一般不能轻易加以否定，处于“被保护”的地位。当 H_0 被拒绝时而接受的假设作为备择假设。前面的例1中，根据样本均值502，可能怀疑总体的均值变化了，因此假设检验为

$$H_0 : \mu = 500 \Leftrightarrow H_1 : \mu \neq 500.$$

也就是说，当拒绝 H_0 后，我们将认为总体的均值变化了.如果根据样本均值502，可能怀疑总体的均值增加了，假设检验将变为

$$H_0 : \mu = 500 \Leftrightarrow H_1 : \mu > 500.$$

如果怀疑总体的均值下降了，假设检验就变为

$$H_0 : \mu = 500 \Leftrightarrow H_1 : \mu < 500.$$

上述参数假设检验都可写成如下的统一形式

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \Leftrightarrow H_1 : \theta \in \Theta_1 = \Theta - \Theta_0$$

其中 Θ 是参数空间， Θ_0 与 Θ_1 非空.

即参数空间分解成互不相容的两部分，根据样本去判断参数属于那一部分。

如果 Θ_1 位于 Θ_0 的两侧，这样的检验称为双侧检验；

如果 Θ_1 位于 Θ_0 的右侧，这样的检验称为右侧检验；

如果 Θ_1 位于 Θ_0 的左侧，这样的检验称为左侧检验。

只有1个值的假设称为简单假设，否则称为复合假设。

双侧检验与单侧检验

假设	研究的问题		
	双侧检验	左侧检验	右侧检验
H_0	$\mu = \mu_0$	$\mu \geq \mu_0$	$\mu \leq \mu_0$
H_1	$\mu \neq \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$\mu > \mu_0$

只有一个取值的参数假设称为简单假设；
有多个取值的参数假设称为复合假设。

假设的选取原则

- 原假设与备择假设的选择取决于研究者对问题的态度；
- 通常把研究者要证明的假设作为备择假设；
- 通常把研究者要反对的假设作为原假设；
- 将所作出的声明作为原假设；
- 把现状（**Status Quo**）作为原假设；
- 把不能轻易否定的假设作为原假设；

例3 某批发商欲从生产厂家购进一批灯泡，根据合同规定，灯泡的使用寿命平均不能低于**1000**小时. 已知灯泡使用寿命服从正态分布, 标准差为**20**小时. 在总体中随机抽取**100**只灯泡，测得样本均值为**960**小时. 批发商是否应该购买这批灯泡? $(\alpha=0.05)$

解： 根据题意，原假设和备择假设如下：

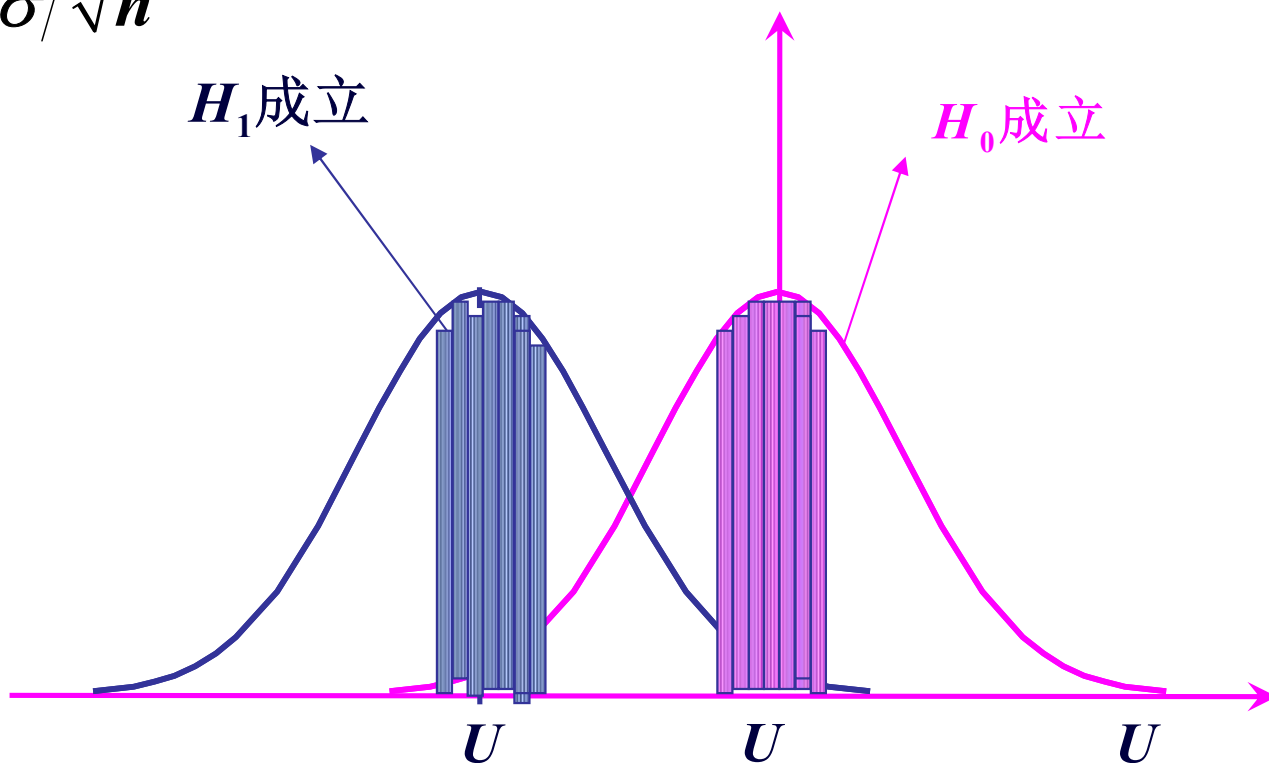
$$H_0 : \mu \geq 1000 \Leftrightarrow H_1 : \mu < 1000$$

取 $U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$ 作为检验统计量, $U \sim N(a, 1)$.

$$\text{其中 } a = \frac{\mu - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} \begin{cases} \geq 0, & \text{当 } H_0 \text{成立,} \\ < 0, & \text{当 } H_1 \text{成立.} \end{cases}$$

其中 $U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$. 统计量 U 的分布:

$$U \sim \begin{cases} N(\frac{\mu - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}, 1), & \text{当 } H_0 \text{ 成立时, } U \text{ 的值集中于“非负数”的周围,} \\ N(\frac{\mu - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}, 1), & \text{当 } H_1 \text{ 成立时. } U \text{ 的值集中于“负数”的周围.} \end{cases}$$



不难得知： H_0 的拒绝域是下列形式

$$W = \{(x_1, x_2, \dots, x_n): U < C\}$$

对给定 $\alpha=0.05$ ，拒绝域由下式决定

$$P(U < C | \mu \geq 1000) \leq \alpha = 0.05.$$

而 $P(U < C | \mu \geq 1000)$

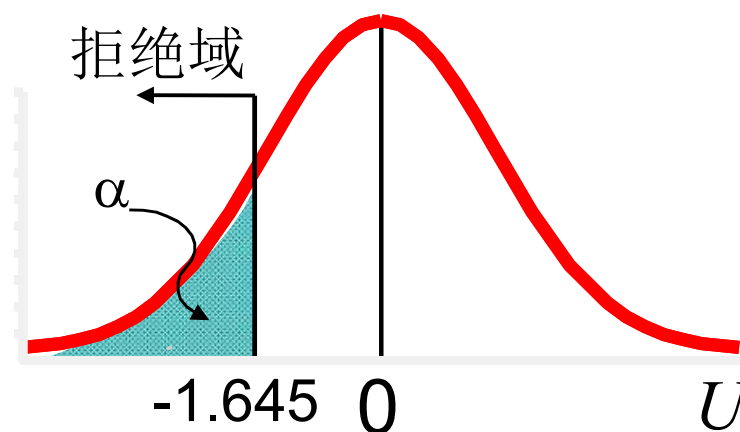
$$= P(U - a < C - a | \mu \geq 1000) = \Phi(C - a) \leq \Phi(C)$$

令 $\Phi(C) = \alpha = 0.05$ ，得 $C = -\mu_\alpha = -\mu_{0.05} = -1.645$.

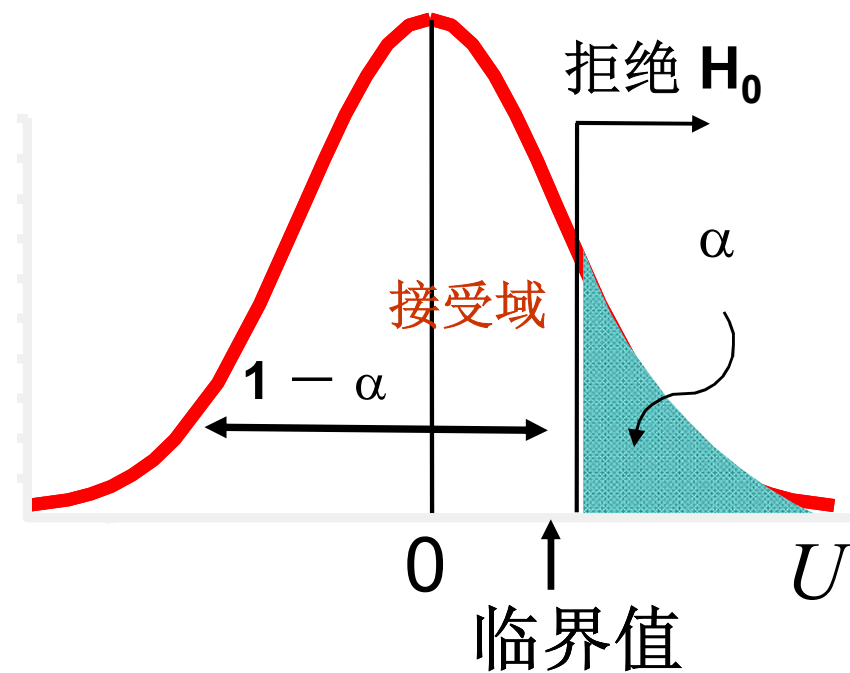
拒绝域为 $W = \{U < -1.645\}$ ，由于

$$U = \frac{960 - 1000}{20/\sqrt{100}} = -2 < -1.645.$$

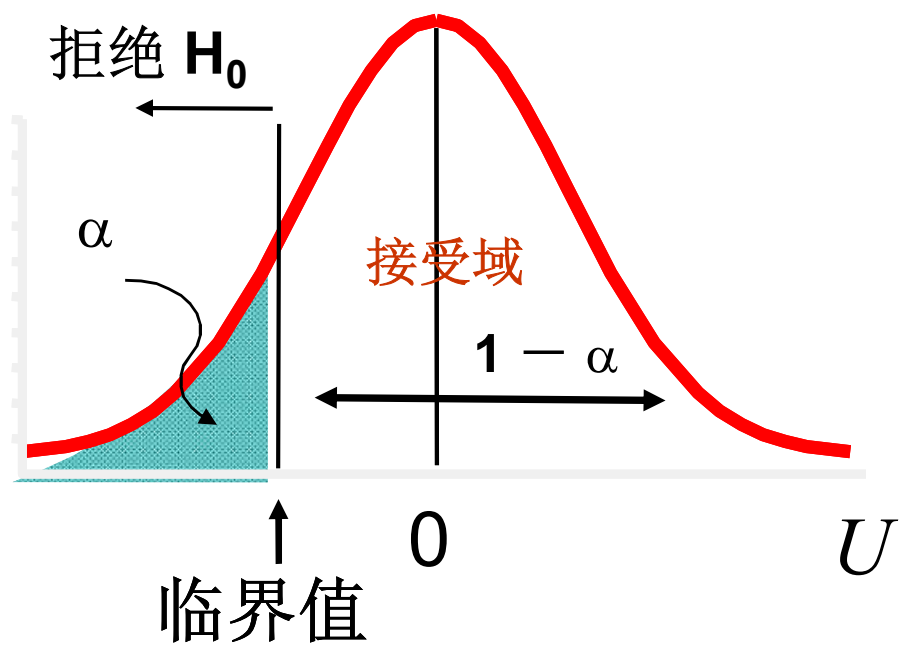
因而拒绝 H_0 .



右侧检验示意图



左侧检验示意图



练习题： 已知总体 $X \sim N(\mu, 1)$ ，样本 $X_1 = 0.5$ 。

选取显著性水平 $\alpha = 0.05$ 。试对下列两种假设进行检验：

$$(I) \quad H_0: \mu = 0 ; H_1: \mu = 1.$$

$$(II) \quad H_0: \mu = 1 ; H_1: \mu = 0.$$

进一步讨论当 X_1 取什么值时，两种假设检验的检验结果： $(\mu_{0.05}=1.645, \mu_{0.025}=1.96)$ 。

- (1) 都是接受 $\mu = 0$;
- (2) 都是接受 $\mu = 1$;
- (3) 检验结果不相同？

答案 (I) 是右侧检验, $H_0: \mu = 0$ 的拒绝域为

$$W = \{x_1: U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}} = x_1 > 1.645 = \{x_1: x_1 > 1.645\}$$

由于 $X_1 = 0.5 < 1.645$, 接受原假设, 即认为 $\mu = 0$.

(II) 是左侧检验, $H_0: \mu = 1$ 的拒绝域为

$$W = \{x_1: U = x_1 - 1 < -0.645\} = \{x_1: x_1 < -0.645\}$$

由于 $X_1 = 0.5 > -0.645$, 接受原假设, 即认为 $\mu = 1$.

当 $X_1 \in (-\infty, -0.645)$ 时, 检验结果相同, 接受 $\mu = 0$;

当 $X_1 \in (1.645, +\infty)$ 时, 检验结果相同, 接受 $\mu = 1$;

当 $X_1 \in [-0.645, 1.645]$ 时, 结果不同, 都接受原假设.

四 假设检验的两类错误

假设检验的主要依据是“小概率事件原理”，即小概率在一次试验中不发生. 而小概率事件并非绝对不发生. 在例1 中，

当 H_0 成立时，事件 $W=\{|U| > u_{\alpha/2}\}$ 会发生, 根据判定准则，我们将拒绝 H_0 ，这种误判称为犯了第 I 类错误 (弃真)；

当 H_1 成立时，事件 $\bar{W}=\{|U| \leq u_{\alpha/2}\}$ 也会发生. 根据判定准则，我们将接受 H_0 ，这种误判称为犯了第 II 类错误 (存伪). 这两类错误列表如下

实际情况	假设检验的结果	
	拒绝 H_0	“接受” H_0
H_0 成立	I 型错误(α)	推断正确($1-\alpha$)
H_0 不成立 即 H_1 成立	推断正确($1-\beta$)	II 型错误(β)

两类错误概率的计算

$$\alpha = P\{W|H_0\}; \quad \beta = P\{\bar{W}|H_1\}$$

假设检验中的两类错误(决策结果)

H_0 : 无罪

假设检验就好像一场审判过程

统计检验过程

陪审团审判			H_0 检验		
裁决	实际情况		决策	实际情况	
	无罪	有罪		H_0 为真	H_0 为假
无罪	正确	错误	未拒绝 H_0	正确决策 ($1 - \alpha$)	第 II 类错误 (β)
有罪	错误	正确	拒绝 H_0	第 I 类错误 (α)	正确决策 ($1 - \beta$)

例4 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma_0^2)$, 在显著性水平 α 给定条件下,试计算假设检验

$H_0 : \mu = \mu_0; \quad H_1 : \mu = \mu_1 > \mu_0$ ——右侧检验
犯第二类错误的概率 β .

解: 这是右侧检验, H_0 拒绝域为

$$W = \left\{ U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} > u_\alpha \right\}$$

$$\beta = P(\bar{W} | H_1 \text{ 真}) = P(U \leq u_\alpha | \mu = \mu_1)$$

$$= P\left(\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \leq u_\alpha | \mu = \mu_1\right).$$

$$= P_{H_1} \left(\frac{\bar{X} - \mu_1}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \leq u_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \right) = \Phi \left(u_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \right).$$

这表明： $u_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}}$ 是标准正态分布的上侧 $1-\beta$ 分位数.

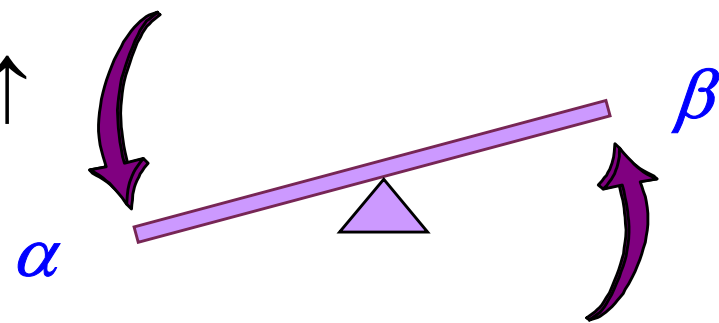
$$\text{故有 } u_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} = u_{1-\beta} = -u_\beta, \quad u_\alpha + u_\beta = \frac{\sqrt{n} |\mu_1 - \mu_0|}{\sigma_0}$$

由此可见，当 n 固定时

(1) 若 $\alpha \downarrow \Rightarrow \mu_\alpha \uparrow \Rightarrow \mu_\beta \downarrow \Rightarrow \beta \uparrow$

(2) 若 $\beta \downarrow \Rightarrow \mu_\beta \uparrow \Rightarrow \mu_\alpha \downarrow \Rightarrow \alpha \uparrow$

两类错误概率的关系



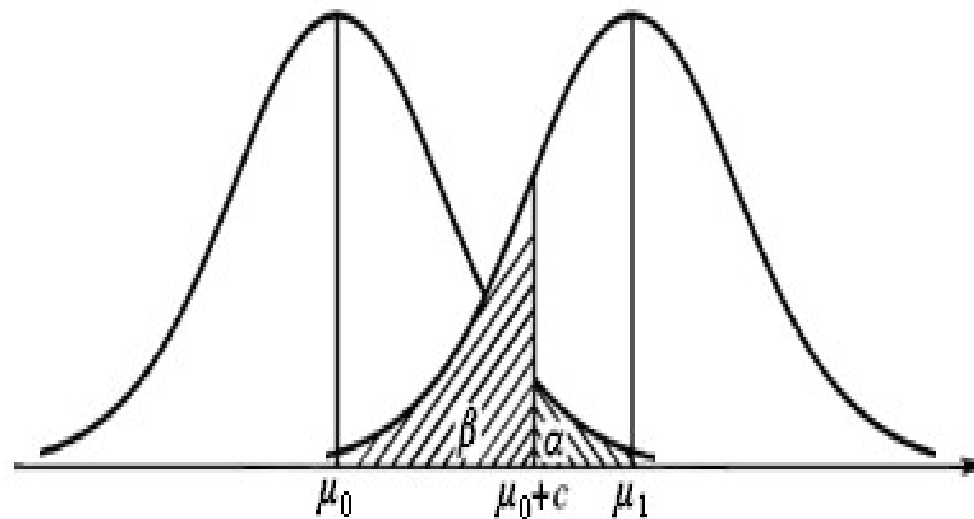
$$\mu_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} = \mu_{1-\beta}, \text{ 所以 } \mu_\alpha > \mu_{1-\beta}, \text{ 因而 } \alpha < 1 - \beta, \alpha + \beta < 1.$$

两类错误关系示意图

正态总体均值的右侧检验

$$H_0 : \mu = \mu_0$$

$$H_1 : \mu = \mu_1 > \mu_0.$$



练习题 设总体 $X \sim N(\mu, \sigma_0^2)$, 在水平 α 给定条件下, 试计算检验假设

$$H_0 : \mu = \mu_0; \quad H_1 : \mu = \mu_1 < \mu_0$$

犯第二类错误的概率 β .

答案 解： 这是左侧检验， H_0 拒绝域为

$$W = \left\{ U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} < -u_\alpha \right\}$$

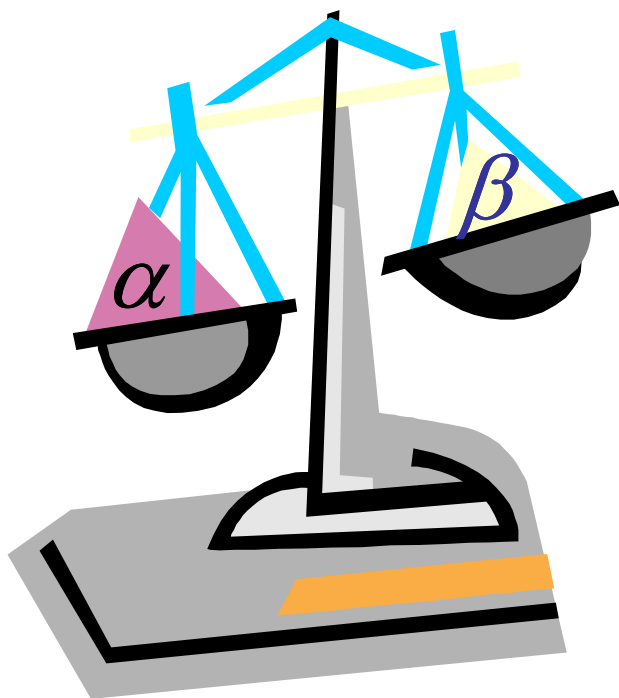
$$\begin{aligned} \beta &= P(\bar{W} | H_1 \text{ 真}) = P(U \geq -u_\alpha | \mu = \mu_1) \\ &= P\left(\frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \geq -u_\alpha | \mu = \mu_1\right) = P_{H_1}\left(\frac{\bar{X} - \mu_1}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \geq -u_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}}\right). \end{aligned}$$

$$\text{故有 } -u_\alpha - \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} = u_\beta, \quad u_\alpha + u_\beta = \frac{\sqrt{n} |\mu_1 - \mu_0|}{\sigma_0}$$

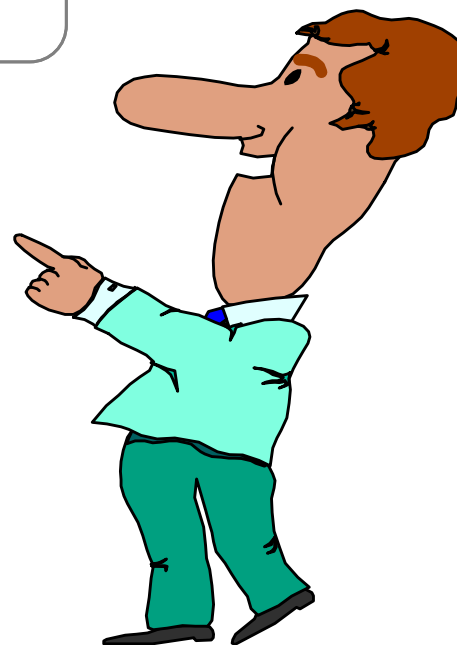
由此可见，当 n 固定时

$$(1) \text{ 若 } \alpha \downarrow \Rightarrow \mu_\alpha \uparrow \Rightarrow u_\beta \downarrow \Rightarrow \beta \uparrow$$

$$(2) \text{ 若 } \beta \downarrow \Rightarrow \mu_\beta \uparrow \Rightarrow u_\alpha \downarrow \Rightarrow \alpha \uparrow$$



你不能同时减少
两类错误!



对双侧检验, H_0 拒绝域为

$$W = \left\{ U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} > u_{\alpha/2} \right\} \cup \left\{ U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} < -u_{\alpha/2} \right\}$$

$$\beta = P(\bar{W} | H_1 \text{ 真}) = P(-u_{\alpha/2} \leq U \leq u_{\alpha/2} | \mu \neq \mu_0)$$

$$= P(-u_{\alpha/2} \leq \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \leq u_{\alpha/2} | \mu \neq \mu_0)$$

$$= P_{H_1} \left(-u_{\alpha/2} - \frac{\mu - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \leq \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \leq u_{\alpha/2} - \frac{\mu - \mu_0}{\sigma_0 / \sqrt{n}} \right).$$

$$= \Phi(u_{\alpha/2} - \lambda) - \Phi(-u_{\alpha/2} - \lambda)$$

$$= \Phi(u_{\alpha/2} + \lambda) + \Phi(u_{\alpha/2} - \lambda) - 1. \text{ 其中 } \lambda = \frac{|\mu_1 - \mu_0|}{\sigma_0 / \sqrt{n}}.$$

U 检验法中 β 的计算公式

右侧检验

$$\beta = \Phi(u_{\alpha} - \lambda)$$

左侧检验

$$\beta = \Phi(u_{\alpha} - \lambda)$$

双侧检验

$$\beta = \Phi(u_{\alpha/2} + \lambda) + \Phi(u_{\alpha/2} - \lambda) - 1$$

其中

$$\lambda = \frac{\sqrt{n} |\mu_1 - \mu_0|}{\sigma_0}$$

单侧检验

$$\beta'_{\lambda} = \Phi'_{\lambda}(\mu_{\alpha} - \lambda) = -\varphi(\mu_{\alpha} - \lambda) < 0$$

双侧检验

$$\begin{aligned} \beta'_{\lambda} &= \varphi(\mu_{\alpha/2} + \lambda) - \varphi(\mu_{\alpha/2} - \lambda) \\ &= \varphi(\mu_{\alpha/2} + \lambda) - \varphi(|\mu_{\alpha/2} - \lambda|) < 0 \end{aligned}$$

五 假设检验的P 值

对于一个假设检验问题，当显著性水平 α 给定后，检验的结果不是拒绝原假设就是接受原假设，但显然假设检验的结果受到 α 大小的影响。

例如：正态总体 $X \sim N(\mu, \sigma_0^2)$ ，假设检验

$$H_0 : \mu = \mu_0; \quad H_1 : \mu > \mu_0.$$

在显著性水平 α 给定后， H_0 的拒绝域为

$$W = \{(x_1, x_2, \dots, x_n) : U > \mu_\alpha\}$$

假定根据样本得 $U = 2.1$,

如果 $\alpha = 0.05$, $u_\alpha = 1.645$. 检验结果为: 拒绝 H_0 ;

如果 $\alpha = 0.025$, $u_\alpha = 1.96$. 检验结果为: 拒绝 H_0 ;

如果 $\alpha = 0.01$, $u_\alpha = 2.33$. 检验结果为: 接受 H_0 ;

如果 $\alpha = 0.005$, $u_\alpha = 2.58$. 检验结果为: 接受 H_0 ;

从上面的分析我们看到: 接受还是拒绝原假设, 取决于 u_α 是否大于 2.1 (根据样本得到的统计量 U 的值).

若 $u_\alpha = 2.1$, 查表得 $\alpha = 0.0179$, 故

当 $\alpha > 0.0179$ 时, $u_\alpha < 2.1$, 检验结果: 拒绝 H_0 ;

当 $\alpha < 0.0179$ 时, $u_\alpha > 2.1$, 检验结果: 接受 H_0 .

由此可以看出：**0.0179** 是能用 U 的观测值**2.1** 做出“拒绝 H_0 ”的最小的显著性水平，这个值称为检验的 p 值.

定义 在一个假设检验问题中, 利用观测值能够做出**拒绝原假设的最小显著性水平**称为**检验的 p 值**.

可以根据 p 值的大小进行假设检验：

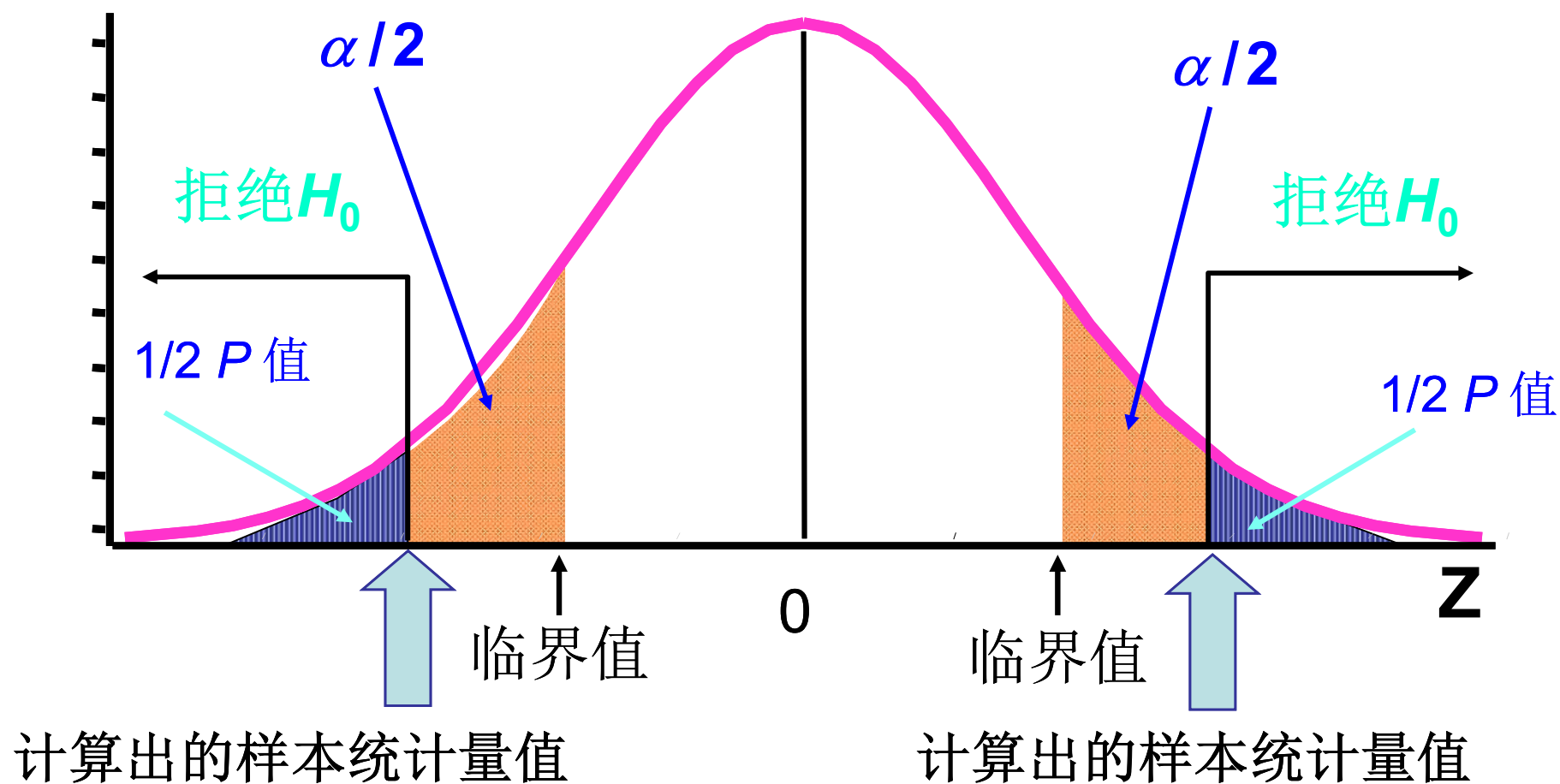
如果 $\alpha > p$, 则在显著性水平 α 下**拒绝原假设**;

如果 $\alpha < p$, 则在显著性水平 α 下**接受原假设**;

如果 $\alpha = p$, 一般需重新抽样后, **再进行检验**.

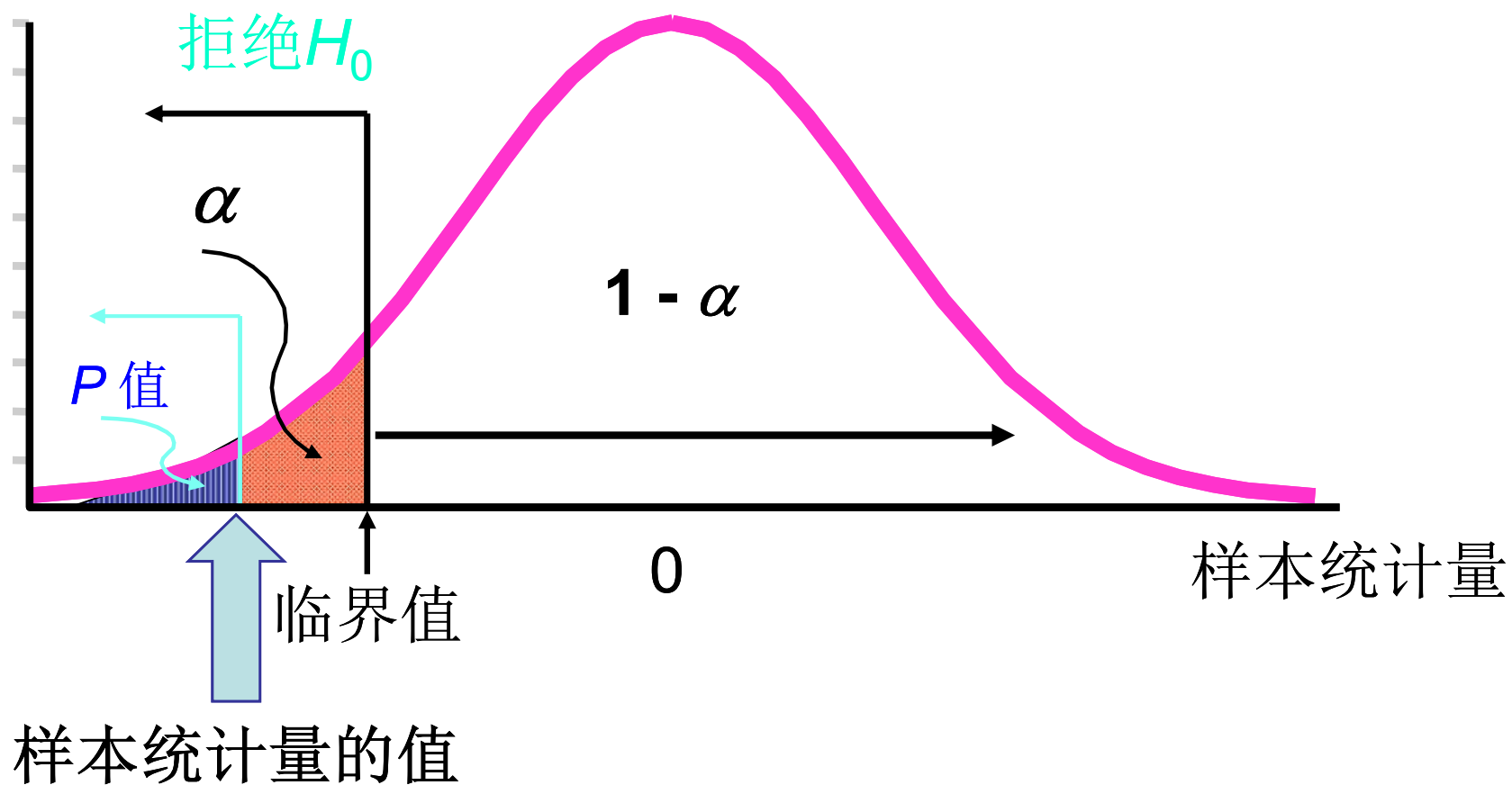
p 值在应用中很方便，如今的统计软件中对检验问题一般都会给出检验的 p 值.

双侧检验的 P 值



左侧检验的 P 值

抽样分布



右侧检验的 P 值

抽样分布

