# 第 9 讲 区间估计与假设检验

## 知识梳理

## 一 枢轴量与抽样分布的上α分位数

## 1. 常用正态总体枢轴量

分布名称	待估参数	条件        枢轴量		
	$\mu$	$\sigma^2$ 已知	$rac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$	
单个正态总体	$\mu$	$\sigma^2$ 未知	$\frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$	
	$\sigma^2$		$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$	
两个正态总体	$\mu_1 - \mu_2$	$\sigma^2$ 已知	$\frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 / n_1 + \sigma_2^2 / n_2}} \sim N(0, 1)$	
	$\mu_1 - \mu_2$	$\sigma^2$ 未知	$\frac{(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$	
	$oldsymbol{\sigma}_1^2  /  oldsymbol{\sigma}_2^2$	$\sigma^2$ 已知	$\frac{S_{\!_{1}}^2  /  S_{\!_{2}}^2}{\sigma_{\!_{1}}^2  /  \sigma_{\!_{2}}^2} \! \sim F(n_1 \! - \! 1  , n_2 - \! 1)$	

· 注: 
$$S_w = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

## 2. 上α分位数

· 设 Y 遵从某种分布(标准正态分布、t 分布、 $\chi^2$  分布、F 分布中的一种) **若存在实数** a **使得**  $P(Y>a)=\alpha$  ,则称 a 为该分布的上  $\alpha$  分位数

分布	分位数符号	性质
N(0,1)	$z_{_{lpha}}$	$z_{1-a}=-z_a$
$\chi^2(n)$	$\chi_\alpha^2(n)$	_
t(n)	$t_{_{lpha}}(n)$	$t_{1-\alpha}(n) = -t_{\alpha}(n)$
$F(n_1, n_2)$	$F_{\alpha}(n_1,n_2)$	$F_{1-\alpha}(n_1,n_2) = \frac{1}{F_{\alpha}(n_2,n_1)}$

· 相当于分布函数的反函数,已知概率反求取值

## 二 区间估计与参数假设检验的基本原理

#### 1. 区间估计的基本原理

· 以估计 $\sigma^2$ 未知下的 $\mu$ 为例

由于简单随机样本 $X_1, \dots, X_n$ 的样本均值 $\overline{X}$ 和样本方差 $S^2$ 都是随机变量

- → 枢轴量  $\frac{\overline{X} \mu}{S/\sqrt{n}}$  也是一个一元连续型随机变量,且满足 t(n) 分布
- $\rightarrow t(n)$ 分布函数完全已知,可以计算 $\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$ 落入某个区间(a,b)的概率
- → 现在我们选择一个区间(a,b), 使得 $\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$ 落入(a,b)的概率为 95%, a 和b 是完全确定的
- → 则有  $P(a < \frac{\overline{X} \mu}{S / \sqrt{n}} < b) = 95\%$ ,变换内部的不等式得到  $P(\overline{X} \frac{\sqrt{n}}{S} b < \mu < \overline{X} \frac{\sqrt{n}}{S} a) = 95\%$

也就是说,当我们随机取样获得样本统计值时,待估参数 μ 落在上述区间的概率为 95% 由于区间可以任意选择,因此我们通常会选择区间长度最短的(a,b)

### 2. 参数假设检验的基本原理

· 以检验 $\sigma^2$ 未知下的 $\mu$ 为例

原假设的 $\mu$ 已知的前提下,我们可以直接计算 $\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$ 落入某个区间(a,b)的概率

比如通过计算,可以找到一个区间(a,b),  $\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$ 落在区间(a,b)外的概率为 5%

显然这个概率非常小,如果我们取样统计,发现这个小概率事件发生了,那么我们就拒绝原假设

因此只要  $\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$  落在区间(a,b)外就拒绝原假设,这个外区间就是拒绝域

·  $P_{\perp}$  值的解释

原假设的  $\mu$  已知的前提下,我们可以直接计算  $\frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$  落入某个区间 (a,b) 的概率

现在我们取样统计,得到了一个枢轴量T,这个T可能比较偏僻

按照原假设的分布,我们可以计算出枢轴量取值比现在这个工更偏僻更极端的概率

如果这个概率非常小(如小于规定的5%),那我们也认为这次抽样属于小概率事件发生了

因此拒绝原假设

## 题型解析

## 十七 求待估参数的置信区间

### 1. 题型简述与解法

- · 以填空题或大题的形式, 求出某正态总体的待估参数的置信区间
- · 按照如下步骤进行(考试直接写出置信区间的表达式即可,不用写推导过程):
- ① **确定区间估计类型**(如 $\sigma^2$ 未知求 $\mu$ ),在下表中**选择对应的枢轴量** $G(\theta)$  这个 $G(\theta)$  应当含有待估参数 $\theta$ ,且不能含有其他未知参数

分布名称	待估参数	条件	枢轴量
	$\mu$	$\sigma^2$ 已知	$rac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$
单个正态总体	$\mu$	$\sigma^2$ 未知	$\frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$
	$\sigma^2$		$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$
两个正态总体	$\mu_1 - \mu_2$	$\sigma^2$ 已知	$\frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 / n_1 + \sigma_2^2 / n_2}} \sim N(0, 1)$
	$\mu_1 - \mu_2$	$\sigma^2$ 未知	$\frac{(\overline{X}-\overline{Y})-(\mu_{1}-\mu_{2})}{S_{w}\sqrt{1/n_{1}+1/n_{2}}} \sim t(n_{1}+n_{2}-2)$
	$oldsymbol{\sigma}_1^2  /  oldsymbol{\sigma}_2^2$	$\sigma^2$ 已知	$\frac{S_1^2 \ / \ S_2^2}{\sigma_1^2 \ / \ \sigma_2^2} \! \sim F(n_1 \! - \! 1  , n_2 - \! 1)$

② 确认置信区间的类型,写出对应的置信区间(此处用 $g_a(n)$ 代表分位数)

检验类型	置信区间原始式
双侧置信区间	$g_{1-\alpha/2}(n) < G(\theta) < g_{\alpha/2}(n)$
单侧置信上限	$G(\theta) > g_{1-\alpha}(n)$
单侧置信下限	$G(\theta) < g_{\alpha}(n)$

- ③ 对P内部的不等式进行变换,将待估参数 $\theta$ 分离出来,得到置信区间表达式
- ④ 将统计值、n、 $g_a$ 或 $g_{1-a}$ 代入,就得到置信区间或单侧置信上下限
- · 这种方法只需记住枢轴量以及置信区间类型对应的不等式形式, 无需记忆大量的置信区间

## 2. 历年考试典型例题

- **例1** 设总体  $X\sim N(\mu,\sigma^2)$  ,  $X_1,\cdots,X_n$  为来自 X 的简单随机样本,设样本均值为  $\overline{x}$  ,样本标准差为 s ,置信水平为 95%
  - (1) (15-16 春夏) 若n=16,  $\bar{x}=5.098$ , s=1.200, 则 $\sigma^2$ 的单侧置信上限为
  - (2) (15-16 **秋冬**) 若n=9,  $\bar{x}=2.15$ , s=0.9, 则 $\sigma^2$ 的双侧置信区间为\_\_\_\_\_\_;

**解** (1)(2) 判断类型: 求
$$\sigma^2$$
, 因此选择枢轴量 $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$ 

(1) · 判断区间类型: 单侧置信上限, 选择 
$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} > \chi_{1-\alpha}^2(n)$$

・ 変換: 
$$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} > \chi^2_{1-\alpha}(n) \Rightarrow \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha}(n)}$$

・代入数据,得单侧置信上限为
$$\frac{15s^2}{\chi^2_{0.95}(16)}$$
= 2.975

(2) · 判断区间类型: 双侧置信区间, 选择 
$$\chi^2_{1-\alpha/2}(n) < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi^2_{\alpha/2}(n)$$

· 变换: 
$$\chi^2_{1-\alpha/2}(n) < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi^2_{1-\alpha/2}(n) \Rightarrow \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{\alpha/2}(n)} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}(n)}$$

・代入数据,得置信区间为
$$\left(\frac{8\times0.9^2}{17.5}, \frac{8\times0.9^2}{2.18}\right) = (0.37, 2.97)$$

(3) 判断类型: 
$$\sigma^2$$
未知, 求 $\mu$ , 选择枢轴量 $\frac{\overline{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}\sim t(n-1)$ 

・判断区间类型:双侧置信区间,选择 
$$t_{1-\alpha/2}(n-1) < \frac{\overline{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} < t_{\alpha/2}(n-1)$$

・ 变换 : 
$$\overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2}(n-1) < \mu < \overline{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{1-\alpha/2}(n-1)$$

・代入数据,得单侧置信上限为
$$(1.8 - \frac{\sqrt{30.6}}{16} \times 2.13, 1.8 + \frac{\sqrt{30.6}}{16} \times 2.13)$$
,即 $(1.04, 2.56)$ 

- **例 2** (18-19 **秋冬**)为验证某汽车厂生产的汽车平均每公升汽油行驶里程是否达到 15km 以上,随机选取 16 辆车,记录下每辆车每公升汽油行驶的千米数,得到样本均值  $\overline{x}=14.22$ ,样本方差  $s^2=1.2^2$ ,假设数据来自正态分布  $N(\mu,\sigma^2)$ 。
  - (2) 现有另一汽车厂生产的同类型汽车,其每公升汽油行驶的千米数  $Y\sim N(\mu_Y,\sigma^2)$ ,随机选取该类型汽车 11 辆车,测得样本均值  $\overline{y}=14.97$ ,样本方差  $s_y^2=1.4^2$ ,求  $\mu-\mu_Y$  的置信度为 95%的双侧置信区间。(保留两位小数)

解 · 判断类型: 
$$\mu_1 - \mu_2$$
 (σ²均未知),因此选择  $\frac{(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$ 

・判断区间类型:双侧置信区间,选择 
$$t_{1-\alpha/2}(n_1+n_2-2)$$
  $< \frac{(\overline{X}-\overline{Y})-(\mu_1-\mu_2)}{S_w\sqrt{1/n_1+1/n_2}} < t_{\alpha/2}(n_1+n_2-2)$ 

· 变换: 
$$\left|\mu - \mu_Y - (\overline{X} - \overline{Y})\right| < +S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}} t_{\alpha/2} (n_1 + n_2 - 2)$$

· 代入数据,解得置信区间为(-1.79,0.29)

## 十八 求拒绝域并检验假设

### 1. 题型简述与解法

- · 实际上考试从来没有求过拒绝域,检验假设通常都会要求计算  $P_{-}$  值,  $P_{-}$  值都算出来了谁还算拒绝域啊!
  - ① 根据要检验的参数,选择对应的检验统计量G(下表以双边检验为例)

分布名称	原假设	条件	检验统计量			
单个正态总体	$\mu = \mu_{\scriptscriptstyle 0}$	$\sigma^2$ 已知	$Z = \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$			
	$\mu = \mu_{\scriptscriptstyle 0}$	$\sigma^2$ 未知	$T = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n - 1)$			
	$\sigma^2 = \sigma_0^2$		$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$			
两个正态总体	$\mu_1=\mu_2$	$\sigma^2$ 已知	$\frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 / n_1 + \sigma_2^2 / n_2}} \sim N(0, 1)$			
	$\mu_1=\mu_2$	$\sigma^2$ 未知	$\frac{(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$			
	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$\sigma^2$ 已知	$\frac{S_1^2 \ / \ S_2^2}{\sigma_1^2 \ / \ \sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1 \ , n_2 - 1)$			

② 根据检验类型,选取对应的拒绝域公式并计算

检验类型	条件	拒绝域
左侧检验	$H_{\scriptscriptstyle 0}:\;\; \theta\!\geq\!  heta_{\scriptscriptstyle 0}$	$W = \{G_{\scriptscriptstyle 0} < g_{\scriptscriptstyle 1-\alpha}\}$
右侧检验	$H_0: \ \theta \leq \theta_0$	$W = \{G_{\scriptscriptstyle 0} > g_{\scriptscriptstyle \alpha}\}$
双侧检验	$H_{0}: \ \theta = \theta_{0}$	$W = \{  G_0  > g_{lpha/2} \} \ (\mu$ 相美) $W = \{ G_0 < g_{1-lpha/2} \cup G_0 > g_{lpha/2} \} \ (\sigma^2$ 相美)

③ 计算枢轴量 $G_0$ ,如果落在了拒绝域内,就拒绝原假设

### 2. 历年考试典型例题

**例 1** (19-20 **春夏**)为了解某县粮食产量情况,随机调查该县 64 个乡当年的粮食产量,得到样本均值为 1120 吨,样本方差 108900,设乡粮食产量(单位:吨) $X\sim N(\mu,\sigma^2)$ , $\mu,\sigma^2$ 未知. 在显著水平 0.05 下检验假设  $H_0$ : $\mu \leq 1000$ ,  $H_1$ : $\mu > 1000$ 

 $\mathbf{R}$  · 确定类型:  $\sigma^2$ 未知, 检验  $\mu$ , 取枢轴量  $T = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}}$ 

・确定检验类型:右侧检验,取拒绝域  $W = \{T_{\scriptscriptstyle 0} > t_{\scriptscriptstyle \alpha}(n-1)\}$   $T_{\scriptscriptstyle 0} > t_{\scriptscriptstyle \alpha}(n-1)$ 

· 计算 
$$T_0 = \frac{1120 - 1000}{\sqrt{108900} / \sqrt{64}} = 2.909$$
,  $t_{0.05}(63) = 1.669$   $\rightarrow T_0 > t_{0.05}(63)$ , 拒绝原假设

## 十九 求 P 值并检验假设

#### 1. 题型简述与解法

- · 以填空题或大题的形式,根据样本值求出某正态总体的P ,并判断是否拒绝原假设
- ① 根据要检验的参数,选择并计算对应的检验统计量 G

分布名称	原假设	条件	检验统计量
单个正态总体	$\mu = \mu_{\scriptscriptstyle 0}$	$\sigma^2$ 已知	$Z = \frac{\overline{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$
	$\mu = \mu_{\scriptscriptstyle 0}$	$\sigma^2$ 未知	$T = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \sim t(n - 1)$
	$\sigma^2 = \sigma_0^2$		$\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$
两个正态总体	$\mu_1=\mu_2$	$\sigma^2$ 已知	$\frac{\overline{X} - \overline{Y} - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 \ / \ n_1 + \sigma_2^2 \ / \ n_2}} \sim N(0,1)$
	$\mu_1=\mu_2$	$\sigma^2$ 未知	$\frac{(\overline{X} - \overline{Y}) - (\mu_1 - \mu_2)}{S_w \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \sim t(n_1 + n_2 - 2)$
	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$	$\sigma^2$ 已知	$\frac{S_1^2 \ / \ S_2^2}{\sigma_1^2 \ / \ \sigma_2^2} \! \sim F(n_1 \! - \! 1  , n_2 - \! 1)$

### ② 根据检验类型,选择对应的 P 值公式并计算

检验类型	条件	P值公式
左侧检验	$H_{\scriptscriptstyle 0}:\;\; \theta\!\geq\!  heta_{\scriptscriptstyle 0}$	$P_{-} = P(g < G_{\scriptscriptstyle 0})$
右侧检验	$H_0: \ \theta \leq \theta_0$	$P_{\scriptscriptstyle{-}} = P(g > G_{\scriptscriptstyle{0}})$
双侧检验	$H_{\scriptscriptstyle 0}: \; \theta = \theta_{\scriptscriptstyle 0}$	$\begin{split} P_{-} = &  2P(g > \mid G_{\scriptscriptstyle 0} \mid)   ( \mu  \text{相关} ) \\ P_{-} = &  2\min \{P(g > G_{\scriptscriptstyle 0}), P(g < G_{\scriptscriptstyle 0})\}   ( \sigma^2  \text{相关} ) \end{split}$

具体方法: 在试卷第一页抬头寻找 $g_A = G_0$ ,则 $P(g < G_0) = 1 - A$ ,  $P(g > G_0) = A$ 

③ 如果 $P < \alpha$ ,则拒绝原假设

### 2. 历年考试典型例题

- **例 1** (18-19 **春夏**)为调查某减肥药的疗效,随机选择 16 位服药—个疗程的使用者,记录他们的减肥 重量 X (单位:公斤),假设  $X\sim N(\mu,\sigma^2)$  ,已测得样本均值  $\overline{x}=1.18$  ,样本标准差 s=1.6 .
  - (1) 对于假设:  $H_0: \mu \le 0, H_1: \mu > 0$ , 求  $P_-$  值并进行检验(取  $\alpha = 0.05$ );
- **解** (1)  $\sigma^2$ 未知检验 $\mu$  → 取检验统计量

$$T = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \rightarrow T_0 = \frac{1.18 - 0}{1.6 / \sqrt{16}} = 2.95$$

右侧检验  $\rightarrow P_{-} = P(t(15) > T_{0})$ 

 $: t_{0.005}(15) = 2.95 \rightarrow P_{-} = 0.005 < 0.05 \rightarrow$  拒绝原假设

- **例 2** (14-15 **春夏**) 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  ,  $X_1, \dots, X_n$  为来自 X 的简单随机样本,若取得容量是 9 的样本,计算得样本均值  $\overline{x}=1.896$  ,样本标准差为 S=0.8 ,则假设  $H_0: \mu=1, H_1: \mu \neq 1$  的  $P_-$  值为\_\_\_\_\_\_\_\_,若显著水平为 0.05,则应该拒绝还是接受原假设\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_.

$$T = \frac{\overline{X} - \mu}{S / \sqrt{n}} \rightarrow T_0 = \frac{1.896 - 1}{0.8 / \sqrt{9}} = 3.36$$

双侧检验  $\rightarrow P_{-} = 2P(t(8) > T_{0})$ 

 $: t_{0.005}(8) = 3.36 \rightarrow P_{-} = 0.01 < 0.05 \rightarrow$  拒绝原假设

- **例 3** (19-20 **秋冬**) 为了解某市两所高校学生的消费情况,在两所高校各随机调查 100 人,调查结果 为甲校学生月平均消费 2583 元,样本方差 882669,乙校学生月平均消费 2439 元,样本方差 678976,设甲校学生月平均消费额  $X \sim N(\mu, \sigma_1^2)$ ,乙校学生月平均消费额  $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ,  $\mu_1, \mu_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$ 未知,两个样本独立.
  - (1) 在显著水平 0.05 下检验假设  $H_0$ :  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ,  $H_1$ :  $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ , 并计算相应的  $P_-$  值;
- $\mathbf{m}$  检验  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 \rightarrow \mathbf{m}$  取检验统计量

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(99,99) \rightarrow F_0 = 1.30$$

双侧检验  $\rightarrow P(F(99,99) \ge 1.30) = 0.1 \rightarrow P_- = 2P(F(99,99) \ge 1.30) = 0.2 > 0.05 \rightarrow$ 接受

**例 4** (17-18 **秋冬**) 设总体  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  ,  $\mu, \sigma^2$  均未知,  $X_1, \cdots, X_{16}$  是总体 X 的简单随机样本,  $\overline{X}$  是样本均值,若计算得  $\overline{x} = 1.8$  ,  $\sum_{i=1}^{16} (x_i - \overline{x})^2 = 30.6$  , 为检验假设  $H_0: \sigma^2 \leq 1, H_1: \sigma^2 > 1$  ,

 $P_{-} = ______$ ,若显著水平  $\alpha = 0.05$ ,应该拒绝还是接受原假设?答: \_\_\_\_\_\_

解 检验 $\sigma^2$  → 取检验统计量

$$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1) \rightarrow \chi_0^2 = 30.6$$

右侧检验  $\rightarrow P_- = P(\chi^2 > \chi_0^2)$ , 由 $\chi_{0.01}^2(15) = 30.6 \rightarrow P_- = 0.01 < 0.05 \rightarrow$  拒绝原假设

## 二十 拟合优度检验

#### 1. 题型简述与解法

- · 已知总体 X 的大量样本数据, 使用拟合优度检验判断 X 是否服从指定分布
- ① 将 X 的取值范围划分为 k 个区间,获得各个区间内数据数量  $n_{i}$  (实际频数)
  - ·如果X是连续型,则要将将X的取值范围划分为k个区间(题目已经划分好了)
- ② 假设X 服从该分布,计算X 在各个区间内的理论频数 $np_i$ 
  - · n 为样本数,  $p_i$  为 X 落在区间 i 的概率
  - · 如果分布含有未知参数,则先用极大似然法估出参数(这种情况题目一般会设两问)
- ③ 计算统计量 $\chi^2$ ,若 $\chi^2 \le \chi^2(k-1)$ ,则接受原假设,否则拒绝原假设

#### 拟合优度统计量

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

#### 2. 历年考试典型例题

- **例1** (18-19 春夏) 设总体 X 取值 0, 1, 2, 3, 4, 5, 对总体进行 100 次观察, 其中 0, 1, 2, 3, 4, 5 分别观察到 11, 18, 19, 21, 16, 15 次.
  - (1) 若总体的分布律如下表所示,未知参数 $p \in (0,1)$ ,求参数p的极大似然估计值 $\hat{p}$ ;

X	0	1	2	3	4	5
概率	0.25p	0.5p(1-p)	0.5p(1-p)	$(1-p)^2$	0.5p	0.25 <b>p</b>

(2) 在显著水平 0.05 下,用 $\chi^2$  拟合优度检验法检验假设:  $H_0$ : X 的分布律如上表所示.

**$$\mathbf{p}$$** (1)  $L(p) = (0.25p)^{20} [0.5p(1-p)]^{37} (1-p)^{42} (0.5p)^{36}$ 

$$\rightarrow \ln L(p) = 79 \ln p + 79 \ln (1-p) + C$$

$$\rightarrow \frac{\mathrm{d} \ln L(p)}{\mathrm{d} p} = 79(\frac{1}{p} + \frac{1}{1-p}) = 0 \Rightarrow p = \frac{1}{2}$$

→ 当
$$p = \frac{1}{2}$$
时, $L(p)$ 取极大值 →  $\hat{p} = \frac{1}{2}$ 

(2) 取
$$\hat{p} = \frac{1}{2}$$
, 计算理论频数如下表所示

X	0	1	2	3	4	5
理论频数	12.5	12.5	12.5	25	25	12.5
实际频数	11	18	19	21	16	15

$$\chi^2 = \frac{(12.5 - 11)^2}{12.5} + \frac{(12.5 - 18)^2}{12.5} + \frac{(12.5 - 19)^2}{12.5} + \frac{(25 - 21)^2}{25} + \frac{(25 - 16)^2}{12.5} + \frac{(12.5 - 15)^2}{12.5}$$

=10.36>9.49=
$$\chi_{0.05}^2$$
(5-1) → 拒绝原假设