1一般正态分布转换01分布设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,则有 $Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 。

1. (15 分)假设某饮料罐装生产线罐装后饮料重量服从正态分布,均值为 10,标准差 为 4。现随机从该生产线抽取一瓶测量重量,请计算该瓶重量小于 8 的概率。

可供使用的部分正态分布表数值:

$$\Phi(0.0) = 0.5000, \Phi(0.5) = 0.6915, \Phi(1.0) = 0.8413,$$

$$\Phi(1.5) = 0.9332, \Phi(2.0) = 0.9772, \Phi(2.5) = 0.9938,$$

$$\Phi(3.0) = 0.9987$$



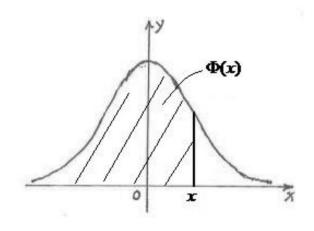


解 饮料重量 $X \sim N(10,4^2)$,由于 $Y = \frac{X-10}{4} \sim N(0,1)$,所求概率为

$$P(X < 8) = P\left(Y = \frac{X - 10}{4} < \frac{8 - 10}{4}\right) = P(Y < -0.5)$$

$$=1-\Phi(0.5)=1-0.6915=0.3085$$





1一般正态分布转换01分布设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,则有 $Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 。

例 2. 已知某种电池的寿命 X (单位:小时)服从正态分布 $N(300,30^2)$,求:

- (1) 电池寿命在 250 小时以上的概率;
- (2) 电池寿命在 350 小时以下的概率;
- (3) 电池寿命在 240~360 小时之间的概率。

解 (3)
$$X \sim N(300,30^2)$$
,由于 $Y = \frac{X-300}{30} \sim N(0,1)$,则有

$$P(240 < X < 360) = P\left(\frac{240 - 300}{30} < Y = \frac{X - 300}{30} < \frac{360 - 300}{30}\right)$$

$$= P(-2 < Y < 2) = 1 - 2(1 - \Phi(2)) = 2\Phi(2) - 1 = 0.9544$$

1一般正态分布转换01分布设 $X \sim N(\mu, \sigma^2)$,则有 $Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ 。

例 3. 已知一批产品的长度指标 $X \sim N(\mu, 0.5^2)$,问至少应取多大的样本容量,才能使样

本均值与总体均值的绝对误差,在置信度为 95%的条件下小于 1/10?

解
$$\bar{X} \sim N(\mu, \frac{0.5^2}{n})$$
,由于 $Y = \frac{\bar{X} - \mu}{0.5/\sqrt{n}} \sim N(0.1)$,则有

$$95\% = P(|\bar{X} - \mu| < 1/10) = P(|Y = \frac{\bar{X} - \mu}{0.5/\sqrt{n}}| < \frac{1/10}{0.5/\sqrt{n}}) = P(|Y| < 0.2\sqrt{n})$$



$$0.2\sqrt{n} = z_{0.025} = 1.96$$
, $n = \left(\frac{1.96}{0.2}\right)^2 = 96.04$

至少应取容量为97的样本。



区间估计公式

区间估计一览表

	待值	情形	置信区间	单侧置信限
	μ	σ ² 已知	$\bar{X} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	$\overline{\mu} = \overline{X} + z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ $\underline{\mu} = \overline{X} - z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
单正态	μ	σ²未知	$\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}$	$\overline{\mu} = \overline{X} + t_{\alpha}(n-1)\frac{S}{\sqrt{n}}$ $\underline{\mu} = \overline{X} - t_{\alpha}(n-1)\frac{S}{\sqrt{n}}$
	σ^2		$\left(\frac{(n-1)S^{2}}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^{2}(n-1)}, \frac{(n-1)S^{2}}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^{2}(n-1)}\right)$	
	$\mu_1 - \mu_2$	σ_1^2,σ_2^2 已知	$(\overline{X} - \overline{Y}) \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$	
双正态	$\mu_1 - \mu_2$	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 未知	$(\overline{X} - \overline{Y}) \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n_1 + n_2 - 2)S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$ $S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$	

	待值	情形	置信区间	单侧置信限
单比率	р	n很大	$\bar{X} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}}$	$\overline{p} = \overline{X} + Z_{\alpha} \sqrt{\frac{\overline{X}(1 - \overline{X})}{n}}$
双比率	n _ n	<i>n,m</i> 很大		$\underline{p} = \overline{X} - z_{\alpha} \sqrt{\frac{\overline{X}(1 - \overline{X})}{n}}$
XXVL 'Y	$p_1 - p_2$	n,m1R人	$(\bar{X} - \bar{Y}) \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n}} + \frac{\bar{Y}(1 - \bar{Y})}{m}$	
一般	μ	n很大	$\bar{X} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{S}{\sqrt{n}}$	
总体	$\mu_1 - \mu_2$	n ₁ ,n ₂ 很大	$(\overline{X} - \overline{Y}) \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}$	

2置信区间

	待值	情形	置信区间	单侧置信限
	μ	σ ² 已知	速记 n>30 Z 分布 $\bar{X} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	$\overline{\mu} = \overline{X} + z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ $\underline{\mu} = \overline{X} - z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
単正态	μ	σ²未知	速记 n<30 T分布 $\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}$	$\overline{\mu} = \overline{X} + t_{\alpha}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}$ $\underline{\mu} = \overline{X} - t_{\alpha}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}$

1. (15分)某生产过程所生产零件的尺寸服从正态分布。现采 10 个样本,具体数值如

9.5, 8.5, 10.8, 12.0, 8.8, 8.4, 10.1, 9.0, 10.5, 10.1 请基于上述数据,计算该尺寸变量的双侧 95%置信区间。 可供使用的部分正态分布和 t 分布表数值:

$$z_{0.025} = 1.960$$
, $z_{0.05} = 1.645$

$$t_{0.025,10} = 2.228$$
, $t_{0.05,10} = 1.812$

$$t_{0.025,9} = 2.262$$
, $t_{0.05,9} = 1.833$

该尺寸变量的器信度 $1-\alpha$ 的双侧器信区间为

$$\left(\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \cdot \frac{S}{\sqrt{n}}\right)$$

利用数据,计算可得($\alpha = 0.05$)

$$\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i = 9.77$$
, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2 = 1.32$, $S = \sqrt{S^2} = 1.1489$

$$\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \cdot \frac{S}{\sqrt{n}} = 9.77 \pm 2.262 \times \frac{1.1489}{\sqrt{10}} = 9.77 \pm 0.8218$$

即该尺寸变量的双侧 95%置信区间为 (8.9482, 10.5918)。

2置信区间

	待值	情形	置信区间	单侧置信限
	μ	σ^2 已知	速记 n>30 Z 分布 $\bar{X} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	$\overline{\mu} = \overline{X} + z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ $\underline{\mu} = \overline{X} - z_{\alpha} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$
単正态	μ	σ ² 未知 随机 样 木	速记n<30 T分布 $\bar{X} \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}$	$\overline{\mu} = \overline{X} + t_{\alpha}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}$ $\underline{\mu} = \overline{X} - t_{\alpha}(n-1) \frac{S}{\sqrt{n}}$

1. (15 分) 在对出租车乘客乘车里程的调查中,抽查了容量为 256 的随机样本,得到样本均值为 5.32 km,样本标准差为 1.56 km,请确定乘车里程均值的 95%置信区间(计算结果保留 2 位小数即可);在前面估计中,用到了统计学中的哪一个重要定理?

(Z_{0.025}=1.96)

解 乘车里程均值的置信度 $1-\alpha$ 的置信区间为 $\left(ar{X}\pm z_{\frac{\alpha}{2}}\cdot \frac{S}{\sqrt{n}}\right)$ 。

代入数据,计算可得($\alpha = 0.05$)

$$\bar{X} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{S}{\sqrt{n}} = 5.32 \pm 1.96 \times \frac{1.56}{\sqrt{256}} = 5.32 \pm 0.1911$$

即乘车里程均值的 95%置信区间为 (5.13, 5.51)。

理论依据是中心极限定理,它说明:对于一般总体,在大样本下,
$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S / \sqrt{n}}$$
近似服

从标准正态N(0,1)分布。

<mark>假设校验3步:1).提出假设;2) (被校验)校验统计量;3).</mark>(15 分) 为了测定甲、乙两台灌装机器灌装的重量是否相同,并对两台机器灌装重量 (校验准则)拒绝域

3假设检验

各择假设

假设检验--览表

统计量

拒绝域

	2011年1日日	間が	NUE	3 E # 444
	$\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$	σ°已知	$Z = \frac{X - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$	$ Z > z_{\underline{a}}$ $Z > z_{\underline{a}}$ $Z < -z_{\underline{a}}$
$\sigma^3 \neq 0$ $\sigma^2 > 0$	司上	σ²未知	$T = \frac{X - \mu_o}{\sqrt[S]{\sqrt{n}}}$	$\begin{aligned} T > t_{\frac{\alpha}{2}}(n-1) \\ T > t_{\alpha}(n-1) \\ T < -t_{\alpha}(n-1) \end{aligned}$
	$\sigma^{2} \neq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} > \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} < \sigma_{0}^{2}$		$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	$\chi^{2} > \chi_{\frac{a}{2}}^{2}(n-1), \chi^{2} < \chi_{1-\frac{a}{2}}^{2}(n-1)$ $\chi^{2} > \chi_{a}^{2}(n-1)$ $\chi^{2} < \chi_{1-a}^{2}(n-1)$
	$\mu_1 - \mu_2 \neq a$ $\mu_1 - \mu_2 > a$ $\mu_1 - \mu_2 < a$	<u></u> の。2、の2 已知	$Z = \frac{(X - Y) - a}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$	$ Z > z_{\frac{a}{2}}$ $Z > z_{a}$ $Z < -z_{a}$
双正泰	同上	$\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 未知	$T = \frac{(X - Y) - a}{S_w \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$ $S_w^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$	$ T > t_{a}(n_{1}+n_{2}-2)$ $T > t_{a}(n_{1}+n_{2}-2)$ $T < -t_{a}(n_{1}+n_{2}-2)$

(15 分)为了测定甲、乙两台灌装机器灌装的重量是否相同,并对两台机器灌装重量误差的差异做出估计,从甲机器抽取灌装好的 25 个样品,乙机器抽取 16 个样品,测试结果表明,甲机器灌装平均重量 22kg,乙机器灌装平均重量 20kg,根据过去的经验,两机器的方差均为 10kg,试求:(1)对两台机器的灌装平均重量之差构造置信度为 95%的置信区间;(2)检验甲乙两台机器灌装的平均重量有无显著差异(a = 0.05,

 $Z_{\frac{0.05}{2}} = 1.96$). $H_0: \mu_1 = \mu_2 \longleftrightarrow H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ $\mu_1 - \mu_2 \longrightarrow \mu_1 + \mu_2 \longrightarrow \mu_1 + \mu_2$

$$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0, 1)$$

拒绝域为 $C: |Z| > z_{\alpha}$

$$n_1 = 25$$
 , $n_2 = 16$, $\overline{X} = 22$, $\overline{Y} = 20$, $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 10$, $\alpha = 0.05$, $z_{0.025} = 1.96$

计算可得

$$Z = \frac{\overline{X} - \overline{Y}}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = \frac{22 - 20}{\sqrt{\frac{10}{25} + \frac{10}{16}}} = 1.975$$

由于 $|Z|=1.975>z_{0.025}=1.96$,拒绝 H_0 ,即认为甲乙两台机器灌装的平均重量有显

著差异。

3假设检验公式

	备择假设	情形	统计量	拒绝域
单比率	$p \neq p_0$ $p > p_0$ $p < p_0$	n很大	$Z = \frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n}}}$	$ Z > z_{\frac{a}{2}}$ $Z > z_{a}$ $Z < -z_{a}$
双比率	$p_1 \neq p_2$ $p_1 > p_2$	n,m很大	$Z = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{\bar{X}(1 - \bar{X})}{n} + \frac{\bar{Y}(1 - \bar{Y})}{m}}}$	同上
一般	$p_1 < p_2$ $\mu \neq \mu_0$ $\mu > \mu_0$ $\mu < \mu_0$	n很大	$T = \frac{X - \mu_0}{S / \sqrt{n}}$	$ T > z_{\frac{a}{2}}$ $T > z_{a}$ $T < -z_{a}$
总体	$\mu_1 - \mu_2 \neq a$ $\mu_1 - \mu_2 > a$ $\mu_1 - \mu_2 < a$	n,n,很大	$T = \frac{(\mathcal{X} - \mathcal{T}) - a}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$	同上

假设检验一览表

	备择假设	情形	统计量	拒绝域
μ > μ μ < μ	$\mu \neq \mu_{o}$ $\mu < \mu_{o}$	σ²已知	$Z = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$	$ Z > z_{\frac{a}{2}}$ $Z > z_{a}$ $Z < -z_{a}$
	司上	σ²未知	$T = \frac{X - \mu_0}{S / \sqrt{n}}$	$ T > t_{\underline{a}}(n-1)$ $T > t_{\underline{a}}(n-1)$ $T < -t_{\underline{a}}(n-1)$
	$\sigma^{2} \neq \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} > \sigma_{0}^{2}$ $\sigma^{2} < \sigma_{0}^{2}$		$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_o^2}$	$\chi^{2} > \chi_{\frac{a}{2}}^{2}(n-1)$, $\chi^{2} < \chi_{1-\frac{a}{2}}^{2}(n-1)$ $\chi^{2} > \chi_{a}^{2}(n-1)$ $\chi^{2} < \chi_{1-a}^{2}(n-1)$
	$\mu_1 - \mu_2 \neq a$ $\mu_1 - \mu_2 > a$ $\mu_1 - \mu_2 < a$	σ²,σ² 已知	$Z = \frac{(X - Y) - a}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$	$ Z > z_{\frac{a}{2}}$ $Z > z_{a}$ $Z < -z_{a}$
双正态	同上	σ ₁ ² = σ ₂ ² 未知	$T = \frac{(X - Y) - a}{S_{\infty} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$ $S_{\infty}^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$	$ T > t_{a}(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T > t_{a}(n_{1} + n_{2} - 2)$ $T < -t_{a}(n_{1} + n_{2} - 2)$

假设检验一览表

3假设检验

ì	备择假设	恬形	統计量	拒绝域
	$\mu \neq \mu_{o}$			$ Z > z_{\frac{a}{2}}$
	$\mu > \mu_0$	σ² 已知	$Z = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$	$Z > z_a$
5	μ< μ ₀		7 N"	$Z < -z_a$
				$ T > t_{\underline{\alpha}}(n-1)$
正态	同上	σ²未知	$T = \frac{X - \mu_0}{S \times I}$	$T > t_a(n-1)$

1. (15 分)某种户型住宅销售价格的全国均值为 181,900 元。在由西部地区 40 套该户

型住宅的销售价格组成样本中, 样本均值为 166,400 元。总体标准差σ =33,500 元。

a. 提出原假设和备择假设, 用于确定是否西部地区该户型住宅销售价格的总体均值

小于全国均值 181,900 元。

- b. 检验统计量的值是多少?
- c. 在α =0.05 时, 你的结论是什么? (Z_{0.05}=1.645)

解 a. 原假设 H_0 : μ = 181900,备择假设 H_0 : μ < 181900

b. 检验统计量
$$U = \frac{\bar{X} - 181900}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$$
,其值为

$$U = \frac{\overline{X} - 181900}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{166400 - 181900}{33500 / \sqrt{40}} = -2.926$$

c. 拒绝域为 $C: U < -z_a$

由于 $U = -2.926 < -z_{0.05} = -1.645$,拒绝 H_0 ,即认为西部地区该户型住宅销售价格的总体均值小于全国均值 181900 元。

例 3. 按照规定,每 100g 的罐头番茄汁维生素 C 的含量不得少于 21mg。现从某厂生产的一

批罐头中抽取10个,测得维生素C含量(单位: mg)如下: 3假设检验

已知维生素 C 含量服从正态分布,试检验该批罐头的维生素 C 含量是否合格($\alpha = 0.05$)。

解
$$H_0$$
: $\mu \ge 21$ ← H_1 : $\mu < 21$

$$T = \frac{\overline{X} - 21}{S / \sqrt{n}} \sim t(n-1)$$

 $|T| > z_{\frac{a}{2}}$ $\mu \neq \mu_{\rm o}$ n很大 $T > z_a$ $\mu > \mu_o$ $T < -z_{\alpha}$

拒绝域为 $C: T < -t_a(n-1)$

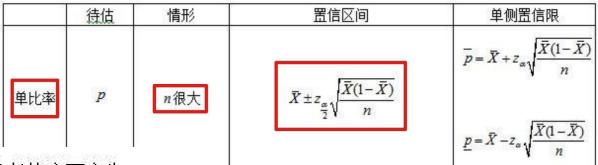
$$n=10$$
, $\alpha=0.05$, $t_{0.05}(9)=1.8331$, 计算可得

$$\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i = 20.6$$
, $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2 = 8.711$, $S = \sqrt{S^2} = 2.951$

$$T = \frac{\bar{X} - 21}{S / \sqrt{n}} = \frac{20.6 - 21}{2.951 / \sqrt{10}} = -0.429$$

由于 $T = -0.429 > -t_{opt}(9) = -1.8331$,接受 H_o ,即认为该批罐头的维生素 C 含量

3假设检验



例 4. 针对一种新发的流行性传染性疾病,在某地进行了流调,统计发现患者的病死率为 5%,

其中 198 名老年患者中死亡人数为 27 人。

- (1) 求老年人病死率的置信度 95%的置信区间。
- (2) 检验老年人的病死率是否明显偏高($\alpha = 0.05$)?

解 (1) 老年人病死率的置信度 $1-\alpha$ 的置信区间为

$$\left(\bar{X} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}} \right)$$

$$n = 198$$
 , $\bar{X} = \frac{27}{198} = 0.136$, $\alpha = 0.05$, $z_{0.025} = 1.96$, 计算可得

$$\bar{X} \pm z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\frac{\bar{X}(1-\bar{X})}{n}} = 0.136 \pm 1.96 \times \sqrt{\frac{0.136(1-0.136)}{198}} = 0.136 \pm 0.048$$

即老年人病死率的置信度 95%的置信区间为 (0.088, 0.184)。

	备择假设	情形	统计量	拒絕域
	$p \neq p_0$		P	$ Z > z_{\frac{a}{2}}$
让比率	$p > p_0$	n很大	$Z = \frac{X - P_0}{\sqrt{\overline{X}(1 - \overline{X})}}$	$Z > z_a$
	p < p ₀		ų n	$Z < -z_a$

(2)
$$H_0: p = 5\% \longleftrightarrow H_1: p > 5\%$$

$$Z = \frac{\overline{X} - 5\%}{\sqrt{\frac{\overline{X}(1 - \overline{X})}{n}}} \sim N(0, 1)$$

拒绝域为 $C: Z > z_x$

n=10 , $\bar{X}=0.136$, $\alpha=0.05$, $z_{0.05}=1.64$, 计算可得

$$Z = \frac{\overline{X} - 5\%}{\sqrt{\frac{\overline{X}(1 - \overline{X})}{n}}} = \frac{0.136 - 5\%}{\sqrt{\frac{0.136(1 - 0.136)}{198}}} = 3.53$$

由于 $Z=3.53>z_{0.05}=1.64$,拒绝 H_0 ,即认为老年人的病死率明显偏高。



4回归

例 1. 利用某公司的年销售额 Y(单位:万元)与个人可支配收入 X_1 (单位:百元),商品

价格 X_2 (单位:百元),广告费 X_3 (单位:千元)的历年统计数据,建立它们之间的回归方程为

$$Y = 3573.879 + 6.687X_1 - 25.051X_2 + 9.316X_3$$

(1981.741) (1.192) (24.515) (2.737)

$$R^2 = 0.839$$
, $F = 13.847$, $MS_E = 54852.259$, $n = 12$

- (1) 说明回归方程中各回归系数的含义。
- (2) 判断线性回归效果是否显著($\alpha = 0.05$)。
- (3) 求各回归系数的置信度 95%的置信区间,
- (4) 检验各回归系数的显著性($\alpha = 0.05$)。

$$(F_{0.05}(3.8) = 4.07, t_{0.005}(8) = 2.306, t_{0.005}(12) = 2.179)$$

解 (1) $\hat{A}_1 = 6.687$,个人可支配收入每增加或减少 1 五元,年销售额增加或减少 6.687

万元;

 $\hat{b_2} = -25.051$,商品价格每增加或减少 1 瓦元,年销售额减少或增加 25.051 万元;

 $\hat{b_3}=9.316$,广告费每增加或减少 1 千元,年销售额增加或减少 9.316 万元。

(2) n = 12 , p = 3 , $\alpha = 0.05$, $F_{0.05}(3,8) = 4.07$,由于 $F = 13.847 > F_{0.05}(3,8) = 4.07$, 线性回归效果显著。 (3) 回归系数的置信度1-α的置信区间为

$$\left(\hat{b}_i \pm t_{\frac{\alpha}{2}}(n-p-1) \cdot s\{\hat{b}_i\}\right), \quad i=1,\dots,p$$

计算可得

$$b_1$$
: 6.687 ± 2.306×1.192 = 6.687 ± 2.749, \mathbb{R} (3.938, 9.436)

$$b_2$$
: $-25.051\pm2.306\times24.515 = -25.051\pm56.532$, \mathbb{R}^{2} (-81.583, 31.481)

$$b_3$$
: 9.316±2.306×2.737=9.316±6.312, 即(3.004, 15.628)

(4)
$$T = \frac{\hat{b}_i}{s\{\hat{b}_i\}} \sim t(n-p-1)$$
$$C: |T| > t_{\infty}(n-p-1)$$

计算可得

$$T_1 = \frac{6.687}{1.192} = 5.61$$
, $T_2 = \frac{-25.051}{24.515} = -1.022$, $T_3 = \frac{9.316}{2.737} = 3.404$

由于 $t_{0.025}(8) = 2.306$, $|T_1| > t_{0.025}(8)$, $|T_2| < t_{0.025}(8)$, $|T_3| > t_{0.025}(8)$, \hat{b}_1 , \hat{b}_3 显著, \hat{b}_2 不显著。

5矩估计 点估计



例 2. 一种仪器的首次故障时间 X (单位:千小时)的密度函数为

$$f(x,\lambda) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & \text{ id} \end{cases}$$

现测试了8台该种仪器,首次故障时间分别为

0.38, 1.42, 2.20, 3.46, 4.28, 5.11, 6.87, 8.04

- (1) 试利用矩估计法,估计X的期望与标准差。
- (2) 求参数 え的矩估计。

1. 平均值 EX 的矩估计为样本均值 \overline{X} , \overline{n} 差 DX 的矩估计为样本未修正方差 S^2 即

$$\widehat{EX} = \overline{X}, \quad \widehat{DX} = S_0^2$$

$$S_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right)$$

$$EX = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x; \theta) dx = \overline{X} \quad \Rightarrow \quad \hat{\theta} = T(\overline{X})$$

解 (1)期望 EX 的矩估计为 \bar{X} ,标准差 \sqrt{DX} 的矩估计为 S_0 ,

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i = 3.97$$
,

$$S_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X})^2 = 6.144$$
, $S_0 = \sqrt{S_0^2} = 2.479$,

即X的期望与标准差的矩估计分别为3.97, 2.479。

(2)
$$EX = \int_0^{+\infty} x \cdot \lambda e^{-\lambda x} dx = \frac{1}{\lambda} = \overline{X}$$
, $\hat{\lambda} = \frac{1}{\overline{X}} = \frac{1}{3.97} = 0.252$

6时间回归分析

(14分)下表是某股份公司3年间的每股收益

季度	1	2	3	4
年				
1	0.362	0.370	0.620	0.384
2	0.422	0.448	0.412	0.584
3	0.620	0.620	0.891	0.570

- 1) 说明公司的每股收益存在明显的长期趋势和循环波动
- 2) 利用滑动平均剔除法, 求出季节指数

(1) 时序图如下:

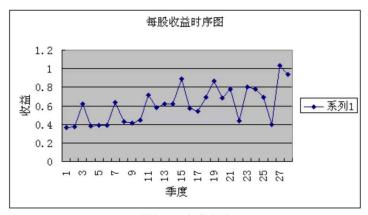


图 时序图

从图中明显看出收益呈周期性波动,周期为 4,即存在季节性。

6时间回归分析

(14分)下表是某股份公司3年间的每股收益

季度	1	2	3	4
年				
1	0.362	0.370	0.620	0.384
2	0.422	0.448	0.412	0.584
3	0.620	0.620	0.891	0.570

2) 利用滑动平均剔除法, 求出季节指数

按照 4 步移动平均法计算

移动平均值※1=(0.362+0.37+0.62+0.384)/4=0.434

 $X_2 = (0.37 + 0.62 + 0.384 + 0.422)/4 = 0.449$

以此类推,得 X_3 =0.469, X_4 =0.417, X_5 =0.467, X_6 =0.516, X_7 =0.559, X_8 =

 $0.679, X_9 = 0.675$

 X_1 的滑动百分比= X_1 收益/移动平均值 X_1 =0.62/0.434=1.429

以此类推, 得 X_2 的滑动百分比=0.855, X_3 的滑动百分比=0.9, X_4 的滑动百分比

=1.074, X_5 的滑动百分比=0.882, X_6 的滑动百分比=1.132, X_7 的滑动百分比

=1.109, X_8 的滑动百分比=0.913, X_9 的滑动百分比=1.32

第一季的季平均 S_1 =(0.9+1.109)/2=1.005 第二季的季平均 S_2 =(1.074+ 0.913)/2= 0.994 第三季的季平均 S_3 =(1.429 + 0.882+ 1.32)/3= 1.21 第四季的季平均 S_4 =(0.855+ 1.132)/2= 0.994 总平均数=(1.429+ 0.855 + 0.9 + 1.074 + 0.882 + 1.132 + 1.109 + 0.913 + 1.32)/9=1.068

总平均数=(1.429+0.855+0.9+1.074+0.882+1.132+1.109+0.913+1.32)/9=1.068 第一季的季节指数 S_1 =第一季的季平均数/总平均数= S_1 / 1.068=1.005/1.068=0.941

以此类推,第二季的季节指数 S_2 =0.931,第三季的季节指数 S_3 =1.133,第四季的季节指数 S_4 =0.931

季度	收益	4 步移动平均	滑动百分比
1	0.362	-	
2	0.37	-	
3	0.62	0.434	1.429
4	0.384	0.449	0.855
1	0.422	0.469	0.9
2	0.448	0.417	1.074
3	0.412	0.467	0.882
4	0.584	0.516	1.132
1	0.62	0.559	1.109
2	0.62	0.679	0.913
3	0.891	0.675	1.32
4	0.57	-	
		7	

年度季度	1	2	3	季平均	季节指数
1		0.9	1.109	1.005	0.941
2		1.074	0.913	0.994	0.931
3	1.429	0.882	1.32	1.21	1.133
4	0.855	1.132		0.994	0.931