# 计量经济学（第四版）

# 习题参考答案

潘省初

 

# 第一章　绪论

1.1　试列出计量经济分析的主要步骤。

一般说来，计量经济分析按照以下步骤进行：

（1）陈述理论（或假说）（2）建立计量经济模型　（3）收集数据

（4）估计参数　（5）假设检验　（6）预测和政策分析

1.2　计量经济模型中为何要包括扰动项?

为了使模型更现实,我们有必要在模型中引进扰动项u来代表所有影响因变量的其它因素,这些因素包括相对而言不重要因而未被引入模型的变量,以及纯粹的随机因素。

1.3 什么是时间序列和横截面数据? 试举例说明二者的区别。

时间序列数据是按时间周期（即按固定的时间间隔）收集的数据，如年度或季度的国民生产总值、就业、货币供给、财政赤字或某人一生中每年的收入都是时间序列的例子。

横截面数据是在同一时点收集的不同个体（如个人、公司、国家等）的数据。如人口普查数据、世界各国 2000 年国民生产总值、全班学生计量经济学成绩等都是横截面数据的例子。

1.4 估计量和估计值有何区别?

估计量是指一个公式或方法,它告诉人们怎样用手中样本所提供的信息去估计总体参数。在一项应用中，依据估计量算出的一个具体的数值，称为估计值。如 $\bar{Y}$ 就是一个估计量，$\bar{Y}=\frac{\sum_{i=1}^{n} Y_i}{n}$。现有一样本，共 4 个数，100，104，96，130，则根据这个样本的数据运用均值估计量得出的均值估计值为 $\frac{100+104+96+130}{4}=107.5$。

# 第二章　计量经济分析的统计学基础

2.1 略，参考教材。

2.2 请用例 2.2 中的数据求北京男生平均身高的 99%置信区间

$$S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{N}} = \frac{5}{4} = 1.25$$

用$\alpha$=0.05，N-1=15 个自由度查表得 $t_{0.005}$=2.947，故 99%置信限为

$$\bar{X} \pm t_{0.005} S_{\bar{x}} = 174 \pm 2.947 \times 1.25 = 174 \pm 3.684$$

也就是说，根据样本，我们有 99%的把握说，北京男高中生的平均身高在 170.316 至 177.684 厘米之间。

2.3 25 个雇员的随机样本的平均周薪为 130 元，试问此样本是否取自一个均值为 120 元、标准差为 10 元的正态总体？

原假设 $H_0: \mu = 120$

备择假设 $H_1: \mu \neq 120$

检验统计量

$$Z = (\bar{X} - \mu) / \sigma_{\bar{x}} = \frac{(130 - 120)}{10 / \sqrt{25}} = 10/2 = 5$$

查表 $Z_{0.025} = 1.96$ 因为 $Z = 5 > Z_{0.025} = 1.96$，故拒绝原假设，即

此样本不是取自一个均值为 120 元、标准差为 10 元的正态总体。

2.4 某月对零售商店的调查结果表明，市郊食品店的月平均销售额为 2500 元，在下一个月份中，取出 16 个这种食品店的一个样本，其月平均销售额为 2600 元，销售额的标准差为 480 元。试问能否得出结论，从上次调查以来，平均月销售额已经发生了变化？

原假设 ： $H_0: \mu = 2500$

备择假设 ： $H_1: \mu \neq 2500$

$$t = \frac{(\bar{X} - \mu)}{\sigma_{\bar{x}}} = \frac{(2600 - 2500)}{480 / \sqrt{16}} = 100/120 = 0.83$$

查表得 $t_{0.025}(16-1) = 2.131$ 因为 $t = 0.83 < t_c = 2.131$，故接受原假

设，即从上次调查以来，平均月销售额没有发生变化。

# 第三章　双变量线性回归模型

3.1 判断题（说明对错；如果错误，则予以更正）

（1）OLS法是使残差平方和最小化的估计方法。对

（2）计算 OLS估计值无需古典线性回归模型的基本假定。对

（3）若线性回归模型满足假设条件（1）～（4），但扰动项不服从正态分布，则尽管 OLS估计量不再是 BLUE，但仍为无偏估计量。错

只要线性回归模型满足假设条件（1）～（4），OLS估计量就是 BLUE。

（4）最小二乘斜率系数的假设检验所依据的是 t 分布，要求 $\hat{\beta}$ 的抽样分布是正态分布。对

（5）$R^2$＝TSS/ESS。错

$R^2$ =ESS/TSS。

（6）若回归模型中无截距项，则 $\sum e_t \neq 0$。对

（7）若原假设未被拒绝，则它为真。错。我们可以说的是，手头的数据不允许我们拒绝原假设。

（8）在双变量回归中，$\sigma^2$ 的值越大，斜率系数的方差越大。错。因为 $\mathrm{Var}(\hat{\beta}) = \frac{\sigma^2}{\sum x_t^2}$，只有当 $\sum x_t^2$ 保持恒定时，上述说法才正确。

3.2 设 $\hat{\beta}_{YX}$ 和 $\hat{\beta}_{XY}$ 分别表示 Y对 X和 X对 Y的 OLS回归中的斜率，证明

$$\hat{\beta}_{YX}\hat{\beta}_{XY} = r^2$$

r 为 X和 Y的相关系数。

证明：

$$\hat{\beta}_{YX} = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2} \qquad \hat{\beta}_{XY} = \frac{\sum y_i x_i}{\sum y_i^2} = \frac{\sum x_i y_i}{\sum y_i^2}$$

$$\hat{\beta}_{YX}\hat{\beta}_{XY} = \frac{(\sum x_i y_i)^2}{\sum x_i^2 \sum y_i^2} = \left[\frac{\sum x_i y_i}{\sqrt{\sum x_i^2 \sum y_i^2}}\right]^2 = r^2$$

3.3 证明：

（1）Y的真实值与OLS拟合值有共同的均值，即 $\frac{\sum Y}{n}=\frac{\sum \hat{Y}}{n}=\bar{Y}$；

（2）OLS残差与拟合值不相关，即 $\sum \hat{Y}_t e_t = 0$。

（1）

$Y_t = \hat{Y}_t + e_t \Rightarrow \sum Y_t = \sum(\hat{Y}_t + e_t)$

$\Rightarrow \sum Y_t = \sum \hat{Y}_t + \sum e_t$

$\because \sum e_t = 0, \quad \therefore \sum Y_t = \sum \hat{Y}_t$

两边除以 n，得

$\frac{\sum Y}{n} = \frac{\sum \hat{Y}}{n} = \bar{Y}$，即Y的真实值和拟合值有共同的均值。

（2）

$\sum \hat{Y}_t e_t = \sum(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_t)e_t = \hat{\beta}_1\sum e_t + \hat{\beta}_2 \sum X_t e_t$

由于 $\sum e_t = 0$，$\sum X_t e_t = 0$（教材中已证明），

因此，$\sum \hat{Y}_t e_t = 0$，即

$Cov(\hat{Y}_t, e_t) = \frac{\sum \hat{Y}_t e_t}{\sqrt{\sum \hat{Y}_t^2 \sum e_t^2}} = 0$，Y的拟合值与残差无关。

3.4 证明本章中（3.18）和（3.19）两式：

（1）$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2 \sum X_t^2}{n\sum x_t^2}$

（2）$Cov(\hat{\beta}_1,\hat{\beta}_2) = -\frac{\bar{X} \sigma^2}{\sum x_t^2}$

（1）

$$\bar{Y}=\hat{\beta}_0+\hat{\beta}_1\bar{X},\quad \bar{Y}=\beta_0+\beta_1\bar{X}+\bar{u}$$

$$\hat{\beta}_0-\beta_0=\bar{u}-(\hat{\beta}_1-\beta_1)\bar{X}$$

$$(\hat{\beta}_0-\beta_0)^2=\bar{u}^2-2\bar{u}(\hat{\beta}_1-\beta_1)\bar{X}+(\hat{\beta}_1-\beta_1)^2\bar{X}^2$$

$$=\left(\frac{\sum u_i}{n}\right)^2-2\frac{\sum u_i}{n}\cdot\frac{\sum x_t u_t}{\sum x_t^2}\bar{X}+(\hat{\beta}_1-\beta_1)^2\bar{X}^2$$

$$=\frac{(\sum u_i)^2}{n^2}-2\frac{(u_1+\cdots+u_n)(x_1u_1+\cdots+x_nu_n)}{n\sum x_t^2}\bar{X}+(\hat{\beta}_1-\beta_1)^2\bar{X}^2$$

$$=\frac{\sum u_i^2+\sum_{i\neq j}u_iu_j}{n^2}-2\frac{\sum x_iu_i^2+\sum_{i\neq j}(x_i+x_j)u_iu_j}{n\sum x_t^2}\bar{X}+(\hat{\beta}_1-\beta_1)^2\bar{X}^2$$

两边取期望值，有：

$$E(\hat{\beta}_0-\beta_0)^2=E\left[\frac{\sum u_i^2+\sum_{i\neq j}u_iu_j}{n^2}\right]-2\bar{X}E\left[\frac{\sum x_iu_i^2+\sum_{i\neq j}(x_i+x_j)u_iu_j}{n\sum x_t^2}\right]+\bar{X}^2E(\hat{\beta}_1-\beta_1)^2$$

等式右端三项分别推导如下：

$$E\left[\frac{\sum u_i^2+\sum_{i\neq j}u_iu_j}{n^2}\right]=\frac{1}{n^2}\left(\sum E(u_i^2)+2\sum_{i\neq j}E(u_iu_j)\right)=\frac{n\sigma^2}{n^2}=\frac{\sigma^2}{n}$$

$$2\bar{X}E\left[\frac{\sum x_iu_i^2+\sum_{i\neq j}(x_i+x_j)u_iu_j}{n\sum x_t^2}\right]$$

$$=2\bar{X}\frac{1}{n\sum x_t^2}\left(\sum x_iE(u_i^2)+\sum_{i\neq j}(x_i+x_j)E(u_iu_j)\right)=2\bar{X}\frac{\sigma^2\sum x_i}{n\sum x_t^2}=0\qquad \left(\because \sum x_i=0\right)$$

$$\bar{X}^2E(\hat{\beta}_1-\beta_1)^2=\frac{\bar{X}^2\sigma^2}{\sum x_t^2}$$

因此

$$E[(\hat{\beta}_0-\beta_0)^2]=\frac{\sigma^2}{n}-0+\frac{\bar{X}^2\sigma^2}{\sum x_t^2}=\frac{\sigma^2(\sum x_t^2+n\bar{X}^2)}{n\sum x_t^2}=\frac{\sigma^2\sum X_t^2}{n\sum x_t^2}$$

$$\text{即}\ Var(\hat{\beta}_0)=\frac{\sigma^2\sum X_t^2}{n\sum x_t^2}$$

（2）

$\bar{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \bar{X}$， $\bar{Y} = \beta_1 + \beta_2 \bar{X} + \bar{u}$

$\hat{\beta}_1 - \beta_1 = \bar{u} - (\hat{\beta}_2 - \beta_2)\bar{X}$

$$\begin{aligned}
Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) &= E[(\hat{\beta}_1 - \beta_1)(\hat{\beta}_2 - \beta_2)] = E[(\bar{u} - (\hat{\beta}_2 - \beta_2)\bar{X})(\hat{\beta}_2 - \beta_2)] \\
&= E[\bar{u}(\hat{\beta}_2 - \beta_2)] - \bar{X}E[(\hat{\beta}_2 - \beta_2)^2] \\
&= 0 - \bar{X}E(\hat{\beta}_2 - \beta_2)^2 \text{（第一项为0的证明见本题（1））} \\
&= -\bar{X}Var(\hat{\beta}_2) \\
&= -\frac{\bar{X}\sigma^2}{\sum x_t^2}
\end{aligned}$$

3.5 考虑下列双变量模型：

模型 1：$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$

模型 2：$Y_i = \alpha_1 + \alpha_2 (X_i - \bar{X}) + u_i$

（1）$\beta_1$和$\alpha_1$的 OLS估计量相同吗？它们的方差相等吗？

（2）$\beta_2$和$\alpha_2$的 OLS估计量相同吗？它们的方差相等吗？

（1） $\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X}$，注意到

$x_i = X_i - \bar{X}, \sum x_i = 0$,从而 $\bar{x} = 0$,则我们有

$\hat{\alpha}_1 = \bar{Y} - \hat{\alpha}_2 \bar{x} = \bar{Y}$

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2 \sum X_i^2}{n \sum x_i^2}$$

$$Var(\hat{\alpha}_1) = \frac{\sigma^2 \sum x_i^2}{n \sum (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sigma^2 \sum x_i^2}{n \sum x_i^2} = \frac{\sigma^2}{n}$$

由上述结果,可以看到,无论是两个截距的估计量还是它们的方差都不相同。

（2）

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}, \hat{\alpha}_2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$$

容易验证，$Var(\hat{\beta}_2) = Var(\hat{\alpha}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2}$

这表明，两个斜率的估计量和方差都相同。

3.6 有人使用 1980—1994 年度数据，研究汇率和相对价格的关系，得到如下结果：

$$\hat{Y}_t = 6.682 - 4.318 X_t \qquad R^2 = 0.528$$
$$Se:(1.22) \quad (1.333)$$

其中，Y=马克对美元的汇率

X=美、德两国消费者价格指数（CPI）之比，代表两国的相对价格

（1）请解释回归系数的含义；

（2）$X_t$的系数为负值有经济意义吗？

（3）如果我们重新定义X为德国CPI与美国CPI之比，X的符号会变化吗？为什么？

（1）斜率的值 －4.318 表明，在 1980－1994 期间，相对价格每上升一个单位，（GM/$ 汇率下降约 4.32 个单位。也就是说，美元贬值。截距项 6.682 的含义是，如果相对价格为 0，1 美元可兑换 6.682 马克。当然，这一解释没有经济意义。

（2）斜率系数为负符合经济理论和常识，因为如果美国价格上升快于德国，则美国消费者将倾向于买德国货，这就增大了对马克的需求，导致马克的升值。

（3）在这种情况下，斜率系数被预期为正数，因为，德国 CPI 相对于美国 CPI 越高，德国相对的通货膨胀就越高，这将导致美元对马克升值。

3.7 随机调查 200 位男性的身高和体重，并用体重对身高进行回归，结果如下：

$$\widehat{Weight} = -76.26 + 1.31 Height \qquad R^2 = 0.81$$
$$Se: \quad (2.15) \quad (0.31)$$

其中 Weight 的单位是磅（lb），Height 的单位是厘米（cm）。

（1）当身高分别为 177.67cm、164.98cm、187.82cm 时，对应的体重的拟合值为多少？

（2）假设在一年中某人身高增高了 3.81cm，此人体重增加了多少？

（1）

$$\widehat{Weight} = -76.26 + 1.31 * 177.67 = 156.49$$
$$\widehat{Weight} = -76.26 + 1.31 * 164.98 = 139.86$$
$$\widehat{Weight} = -76.26 + 1.31 * 187.82 = 169.78$$

（2）$\Delta\widehat{Weight} = 1.31 * \Delta height = 1.31 * 3.81 = 4.99$

3.8 设有 10 名工人的数据如下：

| X | 10 | 7 | 10 | 5 | 8 | 8 | 6 | 7 | 9 | 10 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Y | 11 | 10 | 12 | 6 | 10 | 7 | 9 | 10 | 11 | 10 |

其中 X= 劳动工时， Y= 产量

（1）试估计 Y=α＋βX＋u（要求列出计算表格）；

（2）提供回归结果（按标准格式）并适当说明；

（3）检验原假设β=1.0。

(1)

| 序号 | $Y_t$ | $X_t$ | $y_t = Y_t - \bar{Y}$ | $x_t = X_t - \bar{X}$ | $x_t y_t$ | $x_t^2$ | $y_t^2$ | $X_t^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 11 | 10 | 1.4 | 2 | 2.8 | 4 | 1.96 | 100 |
| 2 | 10 | 7 | 0.4 | -1 | -0.4 | 1 | 0.16 | 49 |
| 3 | 12 | 10 | 2.4 | 2 | 4.8 | 4 | 5.76 | 100 |
| 4 | 6 | 5 | -3.6 | -3 | 10.8 | 9 | 12.96 | 25 |
| 5 | 10 | 8 | 0.4 | 0 | 0 | 0 | 0.16 | 64 |
| 6 | 7 | 8 | -2.6 | 0 | 0 | 0 | 6.76 | 64 |
| 7 | 9 | 6 | -0.6 | -2 | 1.2 | 4 | 0.36 | 36 |
| 8 | 10 | 7 | 0.4 | -1 | -0.4 | 1 | 0.16 | 49 |
| 9 | 11 | 9 | 1.4 | 1 | 1.4 | 1 | 1.96 | 81 |
| 10 | 10 | 10 | 0.4 | 2 | 0.8 | 4 | 0.16 | 100 |
| Σ | 96 | 80 | 0 | 0 | 21 | 28 | 30.4 | 668 |

$\bar{Y} = \sum Y_t / n = 96/10 = 9.6$　　$\bar{X} = \sum X_t / n = 80/10 = 8$

$\hat{\beta} = \sum x_t y_t / \sum x_t^2 = 21/28 = 0.75$　　$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta} * \bar{X} = 9.6 - 0.75*8 = 3.6$

估计方程为：$\hat{Y}_t = 3.6 + 0.75X_t$

2）

$$\hat{\sigma}^2=\sum e^2/(n-2)=(\sum y_t^2-\hat{\beta}\sum x_t y_t)/(n-2)$$
$$=(30.4-0.75*21)/8=1.83125$$

$$t_{\hat{\beta}}=\hat{\beta}/Se(\hat{\beta})=\frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}/\sqrt{\sum x_t^2}}=2.934$$

$$t_{\hat{\alpha}}=\hat{\alpha}/Se(\hat{\alpha})=\frac{\hat{\alpha}}{\hat{\sigma}\sqrt{\sum X_t^2}/\sqrt{n\sum x_t^2}}=1.733$$

$$R^2=(\sum x_t y_t/\sqrt{\sum x_t^2\sum y_t^2})^2=(21/\sqrt{28*30.4})^2=0.518$$

回归结果为（括号中数字为 t 值）：

$$\hat{Y}_t=3.6+0.75X_t \quad R^2=0.518$$

(1.73)　(2.93)

说明：

$X_t$的系数符号为正，符合理论预期，0.75 表明劳动工时增加一个单位,产量增加 0.75 个单位,

拟合情况。$R^2$为 0.518，作为横截面数据，拟合情况还可以.

系数的显著性。斜率系数的 t 值为 2.93，表明该系数显著异于 0，即 $X_t$对$Y_t$有影响.

(3) 原假设 : $H_0:\beta=1.0$

备择假设 : $H_1:\beta\neq 1.0$

检验统计量 $t=(\hat{\beta}-1.0)/Se(\hat{\beta})=(0.75-1.0)/0.2556=-0.978$

查 t 表，$t_c=t_{0.025}(8)=2.306$ ,因为 | t | = 0.978 < 2.306 ，

故接受原假设：$\beta=1.0$ 。

3.9 用 12 对观测值估计出的消费函数为 Y=10.0+0.90X，且已知 $\hat{\sigma}^2=0.01$，$\bar{X}=200$，$\sum x^2=4000$，试预测当$X_0=250$时 $Y_0$的值，并求$Y_0$的 95%置信区间。

对于 $x_0=250$ ，点预测值 $\hat{y}_0=10+0.90*250=235.0$

$\hat{Y}_0$ 的 95%置信区间为：

$$\hat{y}_0 \pm t_{0.025}(12-2) * \hat{\sigma}\sqrt{1+1/n+(X_0-\bar{X})^2/\sum x^2}$$

$$=235 \pm 2.228*0.1*\sqrt{1+1/12+(250-200)^2/4000} = 235 \pm 0.29$$

即 234.71 — 235.29。也就是说,我们有 95%的把握预测 $y_0$ 将位于 234.71 至 235.29 之间.

3.10 设有某变量（Y）和变量（X）1995—1999 年的数据如下：

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| X | 6 | 11 | 17 | 8 | 13 |
| Y | 1 | 3 | 5 | 2 | 4 |

(1) 试用 OLS法估计 $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$（要求列出计算表格）;

(2) $\hat{\sigma}^2$ 和 $R^2$;

(3) 试预测 $X_0$=10 时 $Y_0$ 的值，并求 $Y_0$ 的 95%置信区间。

（1）列表计算如下：

| 序号 | Yt | Xt | $y_t = Y_t - \bar{Y}$ | $x_t = X_t - \bar{X}$ | $x_t y_t$ | $x_t^2$ | $y_t^2$ | $X_t^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 1 | 6 | −2 | −5 | 10 | 25 | 4 | 36 |
| 2 | 3 | 11 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 121 |
| 3 | 5 | 17 | 2 | 6 | 12 | 36 | 4 | 289 |
| 4 | 2 | 8 | -1 | -3 | 3 | 9 | 1 | 64 |
| 5 | 4 | 13 | 1 | 2 | 2 | 4 | 1 | 169 |
| Σ | 15 | 55 | 0 | 0 | 27 | 74 | 10 | 679 |

$\bar{Y} = \sum Y_t / n = 15/5 = 3$　　　　$\bar{X} = \sum X_t / n = 55/5 = 11$

$\hat{\beta} = \sum x_t y_t / \sum x_t^2 = 27/74 = 0.365$

$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta} * \bar{X} = 3 - 0.365 * 11 = -1.015$

我们有：$\hat{Y}_t = -1.015 + 0.365 X_t$

(2)

$$\hat{\sigma}^2 = \sum e_t^2/(n-2) = (\sum y_t^2 - \hat{\beta}\sum x_t y_t)/(n-2) = (10-0.365*27)/3 = 0.048$$

$$R^2 = (\sum x_t y_t / \sqrt{\sum x_t^2 \sum y_t^2})^2 = (27/\sqrt{74*10})^2 = 0.985$$

(3) 对于 $X_0=10$，点预测值 $\hat{Y}_0=-1.015+0.365*10=2.635$

$Y_0$ 的 95% 置信区间为：

$$\hat{Y}_0 \pm t_{0.025}(5-2)*\hat{\sigma}\sqrt{1+1/n+(X_0-\bar{X})^2/\sum x^2}$$

$$=2.635 \pm 3.182*\sqrt{0.048}*\sqrt{1+1/5+(10-11)^2/74} = 2.635 \pm 0.770$$

即 1.895 —3.099,也就是说,我们有 95%的把握预测 $Y_0$ 将位于 1.865 至 3.405 之间.

3.11 根据上题的数据及回归结果，现有一对新观测值 $X_0$＝20，$Y_0$＝7.62，试问它们是否可能来自产生样本数据的同一总体？

问题可化为“预测误差是否显著地大？”

当 $X_0$=20 时，$\hat{Y}_0 = -1.015 + 0.365 \times 20 = 6.285$

预测误差 $e_0 = Y_0 - \hat{Y}_0 = 7.62 - 6.285 = 1.335$

原假设 $H_0$：$E(e_0) = 0$

备择假设 $H_1$：$E(e_0) \neq 0$

检验：

若 $H_0$ 为真，则

$$t = \frac{e_0 - E(e_0)}{\hat{\sigma}\sqrt{1+\frac{1}{n}+\frac{(X_0-\bar{X})^2}{\sum x^2}}} = \frac{1.335-0}{\sqrt{0.048}\sqrt{1+\frac{1}{5}+\frac{(20-11)^2}{74}}} = \frac{1.335}{0.332} = 4.021$$

对于 5-2=3 个自由度，查表得 5%显著性水平检验的 t 临界值为：

$t_c = 3.182$

结论：

由于 $t = 4.021 > 3.182$

故拒绝原假设 $H_0$，接受备则假设 $H_1$，即新观测值与样本观测值来自不同的总体。

有人估计消费函数 $C_i = \alpha + \beta Y_i + u_i$，得到如下结果（括号中数字为 t 值）：

$$\hat{C}_i = 15 + 0.81 Y_i \qquad R^2 = 0.98$$

$$(2.7) \qquad (6.5) \qquad n=19$$

（1） 检验原假设：$\beta=0$（取显著性水平为 5%）

（2） 计算参数估计值的标准误差；

（3） 求 $\beta$ 的 95%置信区间，这个区间包括 0 吗？

（1）原假设 $H_0: \beta = 0$ 备择假设 $H_1: \beta \neq 0$

检验统计量 $t = (\hat{\beta} - 0) / Se(\hat{\beta}) = 6.5$

查 t 表，在 5%显著水平下 $t_{0.025}(19-1-1) = 2.11$，因为 t=6.5>2.11

故拒绝原假设，即 $\beta \neq 0$，说明收入对消费有显著的影响。

（2）由回归结果，立即可得：

$$Se(\hat{\alpha}) = 15/2.7 = 5.556$$

$$Se(\hat{\beta}) = 0.81/6.5 = 0.125$$

（3）$\beta$ 的 95%置信区间为：

$$\hat{\beta} \pm t_{\frac{\alpha}{2}} Se(\hat{\beta}) = 0.81 \pm 2.11 * 0.125 = 0.81 \pm 0.264$$

即为 0.546 ~ 1.074，也就是说有 95%的把握说 $\beta$ 在 0.546 ~ 1.074 之间，所以在这个区间中不包括 0。

3.13 回归之前先对数据进行处理。把名义数据转换为实际数据，公式如下：

人均消费 C＝C/P*100(价格指数)

人均可支配收入 Y＝[Yr*rpop/100+Yu*(1-rpop/100)]/P*100

农村人均消费 Cr＝Cr/Pr*100 城镇人均消费 Cu＝Cu/Pu*100

农村人均纯收入 Yr＝Yr/Pr*100 城镇人均可支配收入 Yu＝Yu/Pu*100

处理好的数据如下表所示：