## 第一部分 Eviews 简介

Eviews 是 Econometrics Views 的缩写,直译为计量经济学观察,通常称为计量经济学软件包。它的本意是对社会经济关系与经济活动的数量规律,采用计量经济学方法与技术进行"观察"。计量经济学研究的核心是设计模型、收集资料、估计模型、检验模型、应用模型(结构分析、经济预测、政策评价)。Eviews 是完成上述任务比较得力的必不可少的工具。正是由于 Eviews 等计量经济学软件包的出现,使计量经济学取得了长足的进步,发展成为一门较为实用与严谨的经济学科。

### 1、Eviews 是什么

Eviews 是美国 QMS 公司研制的在 Windows 下专门从事数据分析、回归分析和预测的工具。使用 Eviews 可以迅速地从数据中寻找出统计关系,并用得到的关系去预测数据的未来值。Eviews 的应用范围包括: 科学实验数据分析与评估、金融分析、宏观经济预测、仿真、销售预测和成本分析等。

Eviews 是专门为大型机开发的、用以处理时间序列数据的时间序列软件包的新版本。 Eviews 的前身是 1981 年第 1 版的 Micro TSP。目前最新的版本是 Eviews4.0。我们以 Eviews3.1 版本为例,介绍经济计量学软件包使用的基本方法和技巧。虽然 Eviews 是经济 学家开发的,而且主要用于经济学领域,但是从软件包的设计来看,Eviews 的运用领域并 不局限于处理经济时间序列。即使是跨部门的大型项目,也可以采用 Eviews 进行处理。

Eviews 处理的基本数据对象是时间序列,每个序列有一个名称,只要提及序列的名称就可以对序列中所有的观察值进行操作,Eviews 允许用户以简便的可视化的方式从键盘或磁盘文件中输入数据,根据已有的序列生成新的序列,在屏幕上显示序列或打印机上打印输出序列,对序列之间存在的关系进行统计分析。Eviews 具有操作简便且可视化的操作风格,体现在从键盘或从键盘输入数据序列、依据已有序列生成新序列、显示和打印序列以及对序列之间存在的关系进行统计分析等方面。

Eviews 具有现代 Windows 软件可视化操作的优良性。可以使用鼠标对标准的 Windows 菜单和对话框进行操作。操作结果出现在窗口中并能采用标准的 Windows 技术对操作结果进行处理。此外,Eviews 还拥有强大的命令功能和批处理语言功能。在 Eviews 的命令行中输入、编辑和执行命令。在程序文件中建立和存储命令,以便在后续的研究项目中使用这些程序。

#### 2、运行 Eviews

在 Windows 2000 中运行 Eviews 的方法有:

- (1) 单击任务栏上的 "开始" → "程序" → "Eviews"程序组 → "Eviews" 图标。
- (2) 使用 Windows 浏览器或从桌面上"我的电脑"定位 Eviews 目录,双击"Eviews"程序图标。
  - (3) 双击 Eviews 的工作文件和数据文件。

#### 3、Eviews 的窗口

Eviews 的窗口分为几个部分: 标题栏、主菜单栏、命令窗口、状态行和工作区(如图 1-1 所示)。

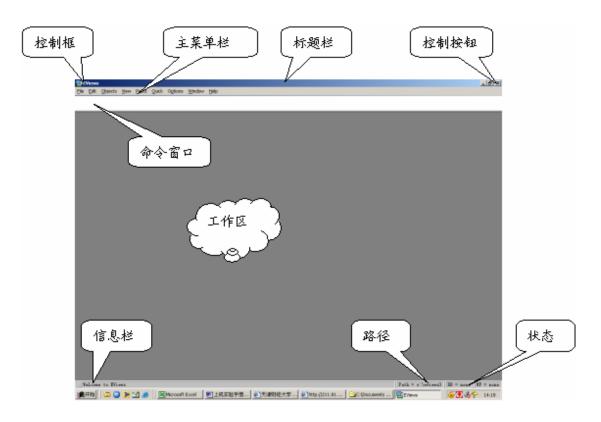


图 1-1 Eviews 窗口

#### (1) 标题栏

标题栏位于主窗口的顶部,标记有 Eviews 字样。当 Eviews 窗口处于激活时,标题栏颜色加深,否则变暗。单击 Eviews 窗口的任意区域将使它处于激活状态。标题栏的右端有三个按钮:最小化、最大化(或复原)和关闭。标题栏左边是控制框,控制框也有上述三个按钮的功能且双击它关闭该窗口。

#### (2) 主菜单

主菜单位于标题栏之下。将指针移至主菜单上的某个项目并用鼠标左键单击,打开一个下拉式菜单,通过单击下拉菜单中的项目,就可以对它们进行访问。菜单中黑色的是可执行的,灰色的是不可执行的无效项目。

主菜单栏上共有7个选项: "File", "Edit", "Objects", "View", "Procs", "Quick", "Options", "Windows", "Help"。

#### (3) 命令窗口

主菜单下的区域称作命令窗口。在命令窗口输入命令,按"ENTER"后命令立即执行。命令窗口中的竖条称为插入点(或提示符),它指示键盘输入字符的位置。允许用户在提示符后通过键盘输入 Eviews(TSP 风格)命令。如果熟悉 Micro TSP(DOS)版的命令,可以直接在此输入,如同 DOS 版一样使用 Eviews。按 F1 键(或移动箭头),输入的历史命令将重新显示出来,供用户选用。

将插入点移至从前已经执行过的命令行,编辑已经存在的命令,按 ENTER,立即执行原命令的编辑版本。

命令窗口支持 cut-and-paste 功能,命令窗口、其他 Eviews 文本窗口和其他 Windows 程序窗口间可方便地进行文本的移动。命令窗口的内容可以直接保存到文本文件中备用,为此必须保持命令窗口处于激活状态,并从主菜单上选择 "File"→ "Save as"。

若输入的命令超过了命令窗口显示的大小,窗口中就自动出现滚动条,通过上下或左右

调节,可浏览已执行命令的各个部分。将指针移至命令窗口下部,按着鼠标左键向下向上拖动,来调整默认命令窗口的大小。

#### (4) 状态栏

窗口最底部是状态行。状态行分为 4 栏。左栏有时给出 Eviews 送出的状态信息,单击状态行左端的边框可以清楚这些信息。第二栏是 Eviews 默认的读取数据和程序的路径。最后两栏分别显示默认的数据库和默认的工作文件。

#### (5) 工作区(或主显示窗口)

命令窗口下是 Eviews 的工作区或主显示窗口,以后操作产生的窗口(称为子窗口)均在此范围之内,不能移出主窗口之外。Eviews 在此显示它建立的各种对象的窗口。工作区中的这些窗口类似于用户在办公桌上使用的各种纸张。出现在最上面的窗口正处于焦点,即处于激活状态。状态栏颜色加深的窗口是激活窗口。单击部分处于下面窗口的标题栏或任何可见部分,都可以使该窗口移至顶部。也可以按压 F6 或 CTRL-TAB,循环地激活各个窗口。

此外,单击窗口中菜单项目,选择关注的文件名,可直接选择某个窗口。还可以移动窗口、改变窗口的大小等。

#### 4、Eviews 的主要功能

- (1) 输入、扩大和修改时间序列数据。
- (2) 依据已有序列按照任意复杂的公式生成新的序列。
- (3) 在屏幕上和用打字机输出序列的趋势图、散点图、柱形图和饼图。
- (4) 执行普通最小二乘法(多元回归),带有自回归校正的最小二乘法,两阶段最小二乘法和三阶段最小二乘法。
  - (5) 执行非线性最小二乘法。
  - (6) 对二择一决策模型进行 Probit 和 Logit 估计。
  - (7) 对联立方程进行线性和非线性的估计。
  - (8) 估计和分析向量自回归系统。
  - (9) 计算描述统计量: 相关系数、斜方差、自相关系数、互相关函数和直方图
  - (10) 残差自回归和移动平均过程。
  - (11) 多项式分布滞后。
  - (12) 基于回归方程的预测。
  - (13) 求解(模拟)模型。
  - (14) 管理时间序列数据库。
  - (15) 与外部软件(如 Excel 和 Lotus 软件)进行数据交换。

#### 5、关闭 Eviews

关闭 Eviews 的方法很多:选择主菜单上的"File"→"Close";按 ALT-F4 键;单击 Eviews 窗口右上角的关闭按钮;双击 Eviews 窗口左上角等。

Eviews 关闭总是警告和给予机会将那些还没有保存的工作保存到磁盘文件中。

# 第二部分 单方程计量经济模型 Eviews 操作

#### 案例:

建立我国最终消费支出与国内生产总值(单位:亿元)之间的回归模型,并进行变量和

方程整体的显著性检验。当显著性水平为 0.05, 2004 年国内生产总值为 38000 亿元时,对 2004 年我国最终消费支出和平均最终消费支出进行点预测和区间预测。

=001   PQ   PK	八川及入田市「	11347113471	7,0013 1111	F1.237/0/10	
年份	GDP	最终消 费	年份	GDP	最终消费
	GDI	, ,	1 1/3	ODI	
1978	3624. 10	2239. 10	1991	11147.73	6151. 57
1979	3899. 53	2568. 04	1992	12735. 09	7083. 53
1980	4203. 96	2753. 10	1993	14452. 91	7917. 65
1981	4425. 03	2989. 25	1994	16283. 08	8638. 30
1982	4823. 68	3225. 09	1995	17993. 66	9445. 38
1983	5349. 17	3511.35	1996	19718. 73	10588. 64
1984	6160. 97	3988. 53	1997	21461. 92	11444. 17
1985	6990. 89	4506.64	1998	23139. 88	12511. 70
1986	7610. 61	4817.38	1999	24792. 47	13819. 54
1987	8491. 27	5114.07	2000	26774. 85	15406. 57
1988	9448. 03	5419.86	2001	28782.60	16759. 78
1989	9832. 18	5190.02	2002	31170.88	18097. 55
1990	10209. 09	5471. 93	2003	34070. 16	19452. 70

#### 一、创建工作文件

建立工作文件的方法有以下几种。

### 1. 菜单方式

在主菜单上依次单击 File→New→Workfile (见图 2-1),选择数据类型和起止日期。时间序列提供起止日期(年、季度、月度、周、日),非时间序列提供最大观察个数。本例中在 Start Data 里输入 1978,在 End data 里输入 2003,见图 2-3。单击 0K 后屏幕出现Workfile 工作框,如图 2-4 所示。

#### 2. 命令方式

在命令窗口直接输入建立工作文件的命令 CREATE,

命令格式: CREATE 数据频率 起始期 终止期

其中,数据频率类型分别为 A(年)、Q(季)、M(月)、U(非时间序列数据)。输入 Eviews 命令时,命令字与命令参数之间只能用空格分隔。如本例可输入命令:

CREATE A 1978 2003

工作文件创立后,需将工作文件保存到磁盘,单击工具条中 Save→输入文件名、路径→保存,或单击菜单兰中 File→Save 或 Save as→输入文件名、路径→保存。

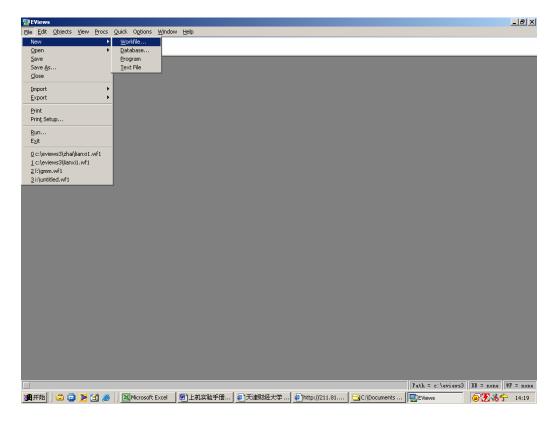


图 2-1

这时屏幕上出现 Workfile Range 对话框,如图 2-2 所示。

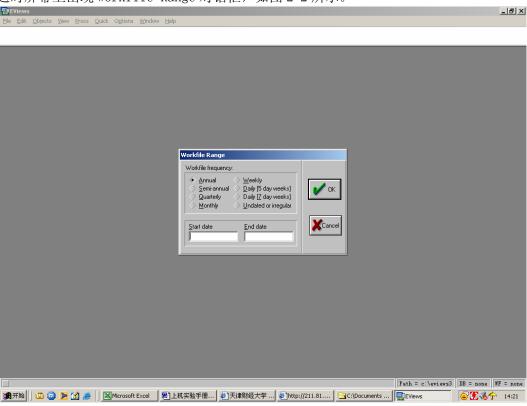


图 2-2

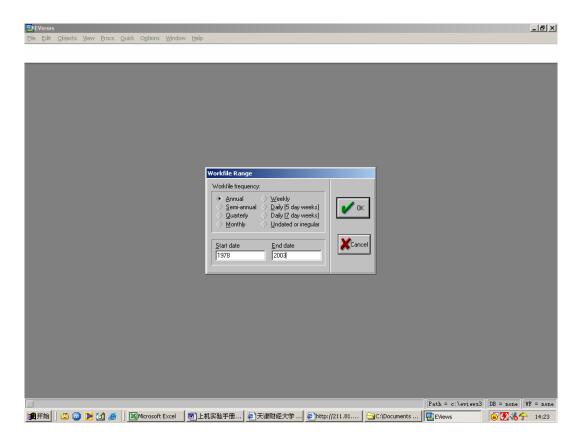


图 2-3

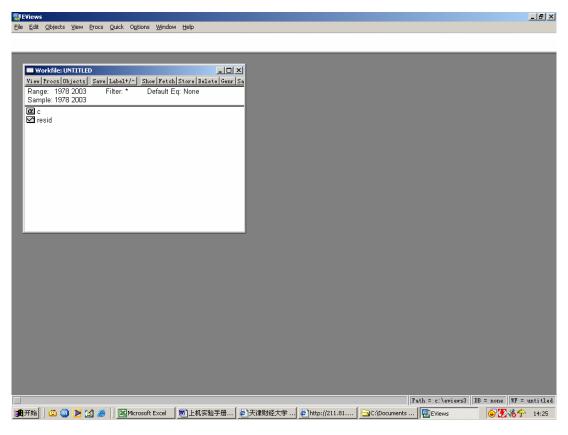


图 2-4

### 二、输入和编辑数据

建立或调入工作文件以后,可以输入和编辑数据。输入数据有两种基本方法:命令方式和菜单方式。

#### 1. 命令方式

命令格式: data 〈序列名 1〉 〈序列名 2〉 · · · 〈序列名 n〉 功能: 输入新变量的数据,或编辑工作文件中现有变量的数据。

在本例中,在命令窗口直接输入:

Data Y X

#### 2. 菜单方式

在主菜单上单击 Objects→New object,在 New object 对话框里,选 Group 并在 Name for Object 上定义变量名(如变量 X、Y),单击 OK,屏幕出现数据编辑框。

另一种菜单方式是在主菜单上依次单击 Quick→Group (见图 2-5),

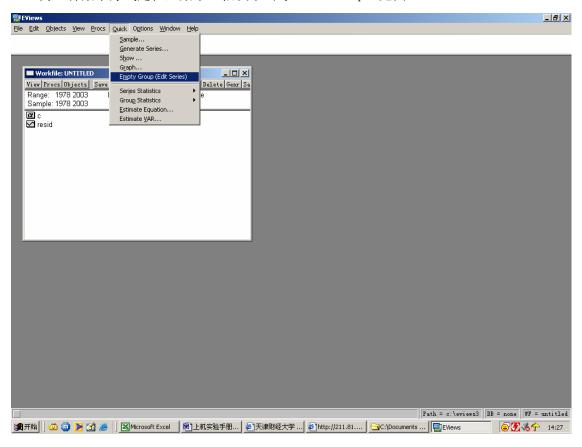


图 2-5

建立一个空组(见图 2-6), 再用方向键将光标移到每一列的顶部之后,输入各个变量名,回车后输入数据(见图 2-7)。另外数据还可以从 Excel 中直接复制到空组。

然后为每个时间序列取序列名。单击数据表中的 SER01 (见图 2-8),在数据组对话框中的命令窗口输入该序列名称,如本例中输入 X (见图 2-9),回车后 Yes。采用同样的步骤修改序列名 Y (见图 2-10)。数据输入操作完成。

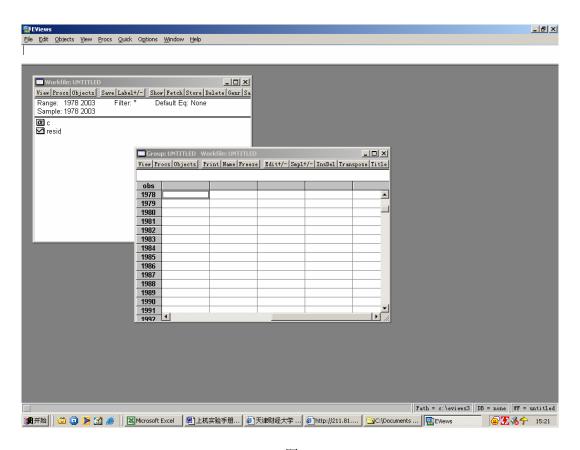


图 2-6

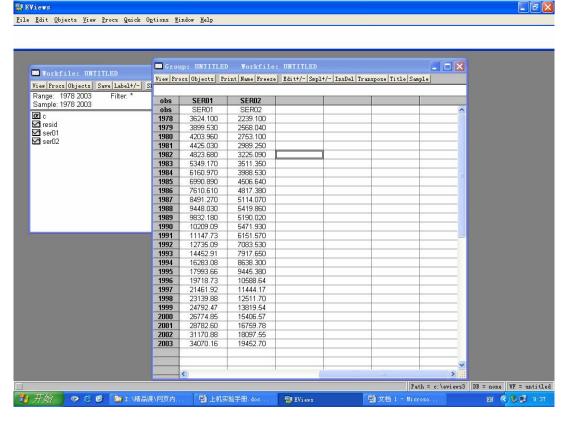


图 2-7 修改序列名

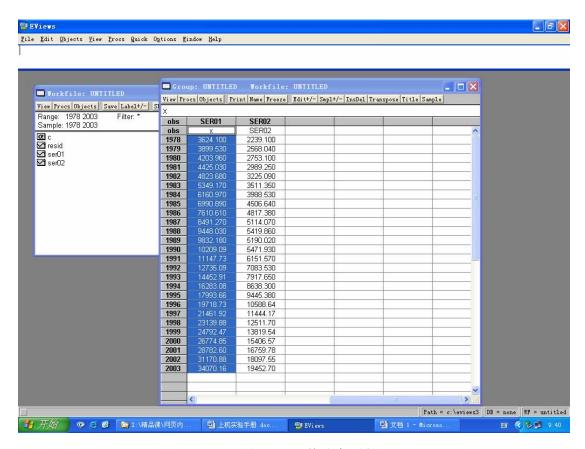


图 2-8 修改序列名

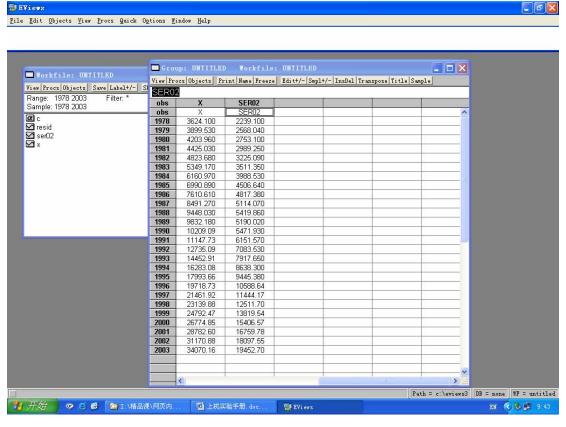


图 2-9 修改序列名

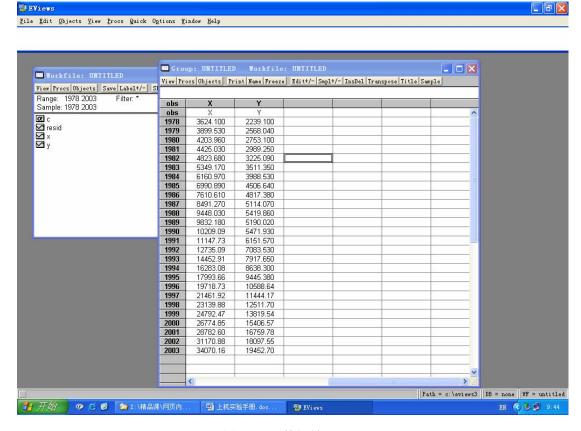


图 2-10 数据输入

数据输入完毕,单击工作文件窗口工具条的 Save 或单击菜单兰的 File→Save 将数据存入磁盘。

#### 三、图形分析

在估计计量经济模型之前,借助图形分析可以直观地观察经济变量的变动规律和相关关系,以便合理的确定模型的数学形式。图形分析中最常用的是趋势图和相关图。

1. 菜单方式

在数组窗口工具条上 Views 的下拉菜单中选择 Graph。(见图 2-11)

2. 命令方式

趋势图: Plot Y X

功能:

- (1) 分析经济变量的发展变化趋势;
- (2) 观察经济变量是否存在异常值。

图给出了最终消费支出与国内生产总值的趋势图。

相关图: Scat Y X (见图 2-13)

功能:

- (1) 观察经济变量之间的相关程度;
- (2) 观察经济变量之间的相关类型,判断是线性相关,还是曲线相关;曲线相关时,大致是哪种类型的曲线。

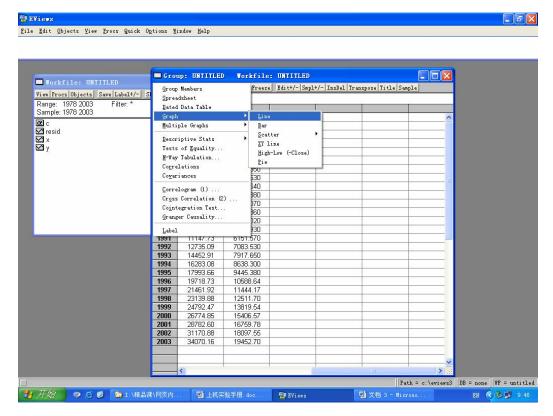


图 2-11 数组窗口趋势图

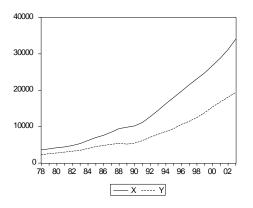


图 2-12 最终消费支出与国内生产总值的趋势图

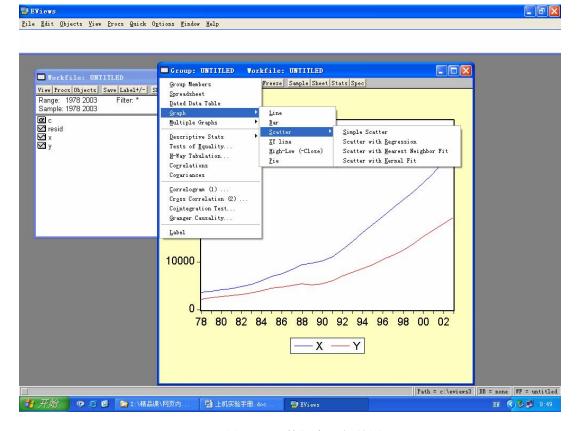


图 2-13 数组窗口相关图

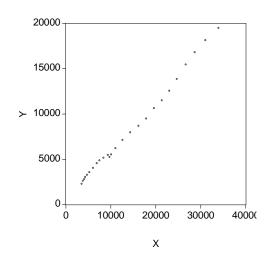


图 2-14 最终消费支出与国内生产总值的相关图

## 四、0LS 估计参数

1. 命令方式 在主菜单命令行键入 LS Y C X (如图 2-15)

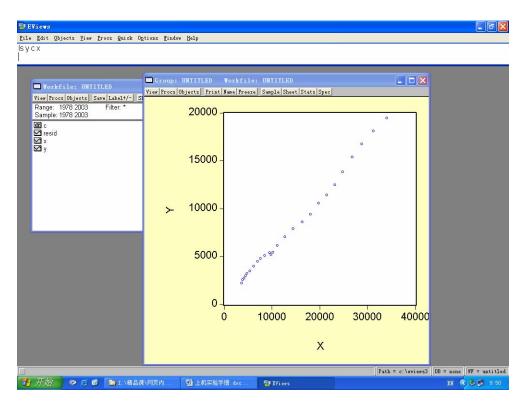


图 2-15

#### 2. 菜单方式

在主菜单上选 Quick 菜单,单击 Estimate Equation 项,屏幕出现 Equation Specification 估计对话框,在 Estimation Settings 中选 OLS 估计,即 Least Squares,输入:Y C X(其中 C 为 Eviews 固定的截距项系数)。然后 OK,出现方程窗口(见图 2-16),输出结果如表 2-1 所示。

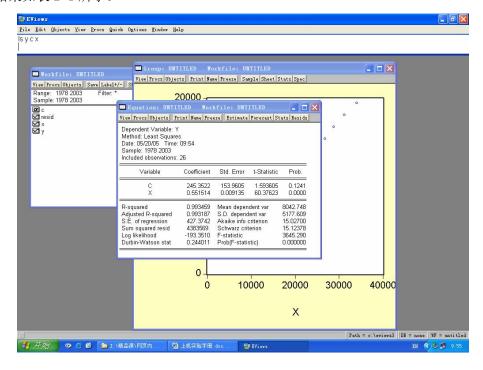


图 2-16 方程窗口

#### 表 2-1 回归结果

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Sample: 1978 2003

Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std.	t-Statistic	Prob.
		Error		
С	245. 3522	153. 9605	1. 593605	0. 1241
X	0. 551514	0.009135	60. 37623	0.0000
R-squared	0. 993459	Mean de	ependent var	8042.748
Adjusted R-squared	0.993187	S.D. de	ependent var	5177.609
S.E. of regression	427. 3742	Akaike	info	15. 02700
	cr	riterion		
Sum squared resid	4383569.	Schwarz	z criterion	15. 12378
Log likelihood	-193. 3510	F-stat:	istic	3645. 290
Durbin-Watson stat	0. 244011	Prob(F	-statistic)	0.000000

方程窗口的上半部分为参数估计结果如表 2-2 所示,其中第 1 列分别为解释变量名(包括常数项),第 2 列为相应的参数估计值,第 3 列为参数的标准误差,第 4 列为 t 统计值,第 5 列为 t 检验的双侧概率值 p,即 P( $\mid$  t  $\mid$ > ti)= p。

表 2-2 参数估计结果 常数和解释变 量	参数估 计值	参数标准 误差	t 统计 量	双侧 概率
С	245. 3522	153. 9605	1. 593605	0. 1241
X	0. 551514	0. 009135	60. 37623	0.0000

方程窗口的下半部分主要是一些统计检验值,	其中各统计量的含义如表 2-3 所示。
表 2-3 统计检验值	

可决系数	0. 993459	被解释变量均值	8042.748
调整的可决系数	0. 993187	被解释变量标准差	5177. 609
回归方程标准差 $\hat{\sigma}$	427. 3742	赤池信息准则	15. 02700
残差平方和 $\sum e_i^2$	4383569.	施瓦兹信息准则	15. 12378

似然函数的对数	-193. 3510	F 统计量	3645. 290
DW 统计量	0. 244011	F 统计量的概率	0.000000

单击 Equation 窗口中的 Resid 按钮,将显示模型的拟合图和残差图。

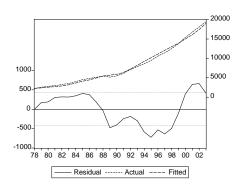


图 2-17 拟合图和残差图

单击 Equation 窗口中的 View → Actual, Fitted, Resid → Table 按钮,可以得到 拟合直线和残差的有关结果。

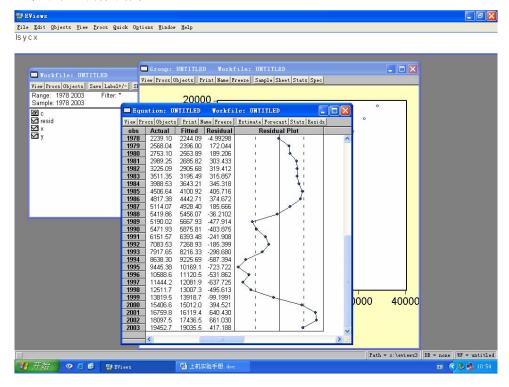
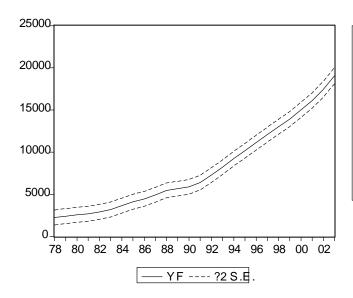


图 2-18

### 五、预测

在 Equation 框中选 Forecast 项后,弹出 Forecast 对话框, Eviews 自动计算出样本估计期内的被解释变量的拟合值,拟合变量记为 YF,其拟合值与实际值的对比图如图 2-19 所示。



Forecast: Y F
A ctual: Y
Forecast sample: 1978 2003
Included observations: 26

Root Mean S quared E rror410.6078
Mean Absolute E rror 363.4227
Mean Abs. P ercent E rror5.438789
Theil Inequality Coefficient021596
Bias P roportion 0.000000
V ariance P roportion 0.001641
C ovariance P roportion0.998359

图 2-19

下面预测 2004 年我国最终消费支出。

1. 首先将样本期范围从 1978-2003 年扩展为 1978-2004 年。即单击工作文件框中 Pros 中的 Change workfile range,如图 2-20 所示,并将 1978-2003 改为 1978-2004,如图 2-21 所示。

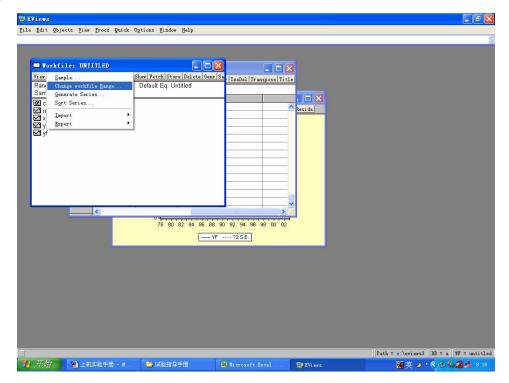


图 2-20

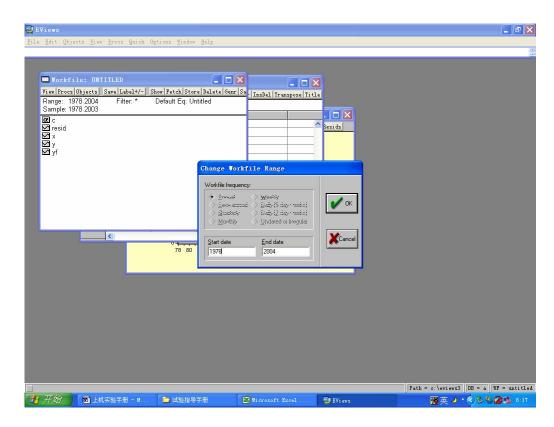


图 2-21

2. 然后编辑解释变量 X。在 Group 数据框中输入变量 X 的 2004 年数据 38000.00。(见图 2-22)

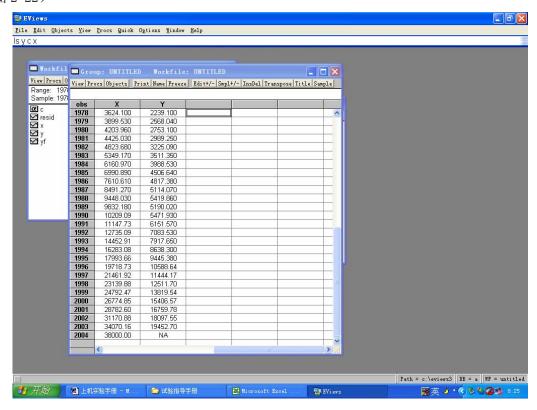


图 2-22

3. 点预测。在前面 Equation 对话框中选 Forecast,将时间 Sample 定义在 1978–2004,如图 2–23 所示,这时 Eviews 自动计算出  $\hat{Y}_{2004}$  =21202. 8727955,如图 2–24 所示。

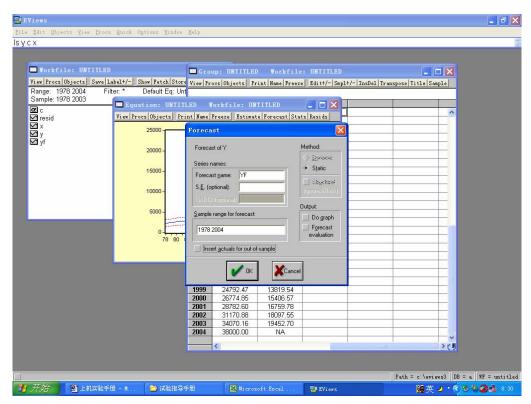


图 2-23

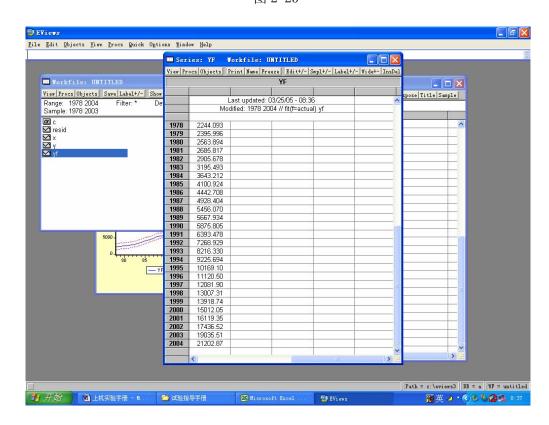


图 2-24

4. 区间预测。在 Group 数据框中单击 View, 选 Descriptive Stats 里的 Common Sample Eviews, 计算出有关 X 和 Y 的描述统计结果, 如图 2-25 所示。

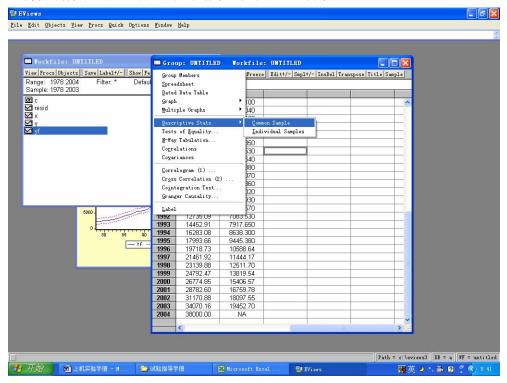


图 2-25

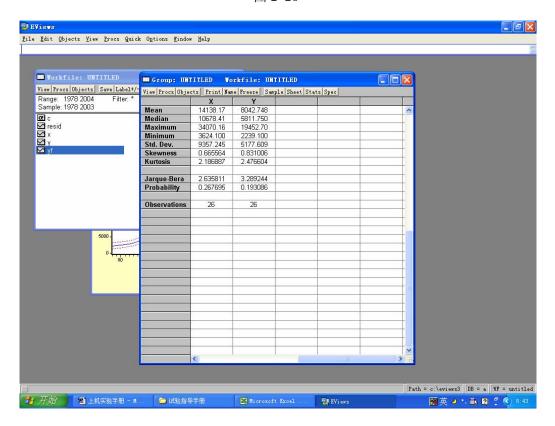


图 2-26 X和Y的描述统计结果

根据图 2-26 可计算出如下结果:

$$\sum x^2 = (n-1)\sigma_X^2 = (26-1) \times (9357.245)^2 = 2188950850$$

$$(X_{2004} - \overline{X})^2 = (38000 - 14138.17)^2 = 569386930.9$$

给定显著性水平 $\alpha = 0.05$ , 查表得 $t_{0.025}(24) = 2.056$ , 由

$$Y_0 = \hat{Y}_0 \pm t_{0.025}(n-2)\hat{\sigma}\sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \overline{X})^2}{\sum x^2}}$$

可得 $Y_{2004}$ 的预测区间为:

21202. 
$$8727955 \pm 2.056 \times 427.3742 \times \sqrt{1 + \frac{1}{26} + \frac{569386930.9}{2188950850}} = 21202.8727955 \pm 100$$

#### 1.30364

即 $Y_{2004}$ 的95%预测区间为(20201.56915,22204.17643)。

### 六、非线性回归模型的估计

1. 倒数模型: 
$$Y = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{X} + \mu$$

在命令窗口直接依次键入

GENR 
$$X1=1/X$$

2. 多项式模型: 
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \mu$$

在命令窗口直接依次键入

GENR X1=X

GENR X2=X^2

LS Y C X1 X2

3. 准对数模型: 
$$Y = \beta_0 + \beta_1 \ln X + + \mu$$

在命令窗口直接依次键入

GENR 1nX = LOG(X)

LS Y C 1nX

4. 双对数模型: 
$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln X + + \mu$$

在命令窗口直接依次键入

GENR 1nX = LOG(X)

GENR 1nY = LOG(Y)

LS 1nY C 1nX

### 七、异方差检验与解决办法

1.  $e^2 - X$  相关图检验法

LS Y C X 对模型进行参数估计

GENR E=RESID 求出残差序列

GENR E2=E<sup>2</sup> 求出残差的平方序列 SORT X 对解释变量 X 排序

SCAT X E2 画出残差平方与解释变量 X 的相关图

2. 戈德菲尔德——匡特检验

已知样本容量 n=26,去掉中间 6 个样本点(即约 n/4),形成两个样本容量均为 10 的子样本。

SORT X 将样本数据关于 X 排序

SMPL 1 10 确定子样本 1

LS Y C X 求出子样本 1 的回归平方和 RSS1

SMPL 17 26 确定子样本 2

LS Y C X 求出子样本 2 的回归平方和 RSS2

计算 F 统计量并做出判断。

3. 加权最小二乘法

LS Y C X 最小二乘法估计,得到残差序列

GRNR E1=ABS (RESID) 生成残差绝对值序列

LS(W=1/E1) Y C X 以 E1 为权数进行加权最小二成估计

### 八、自相关检验与解决办法

1. 图示法检验

LS Y C X 最小二乘法估计,得到残差序列

GENRE=RESID生成残差序列SCATE(-1)Eet—et-1的散点图

PLOT E 还可绘制 et 的趋势图

2. 广义差分法

LS Y C X AR(1) AR(2)

# 第三部分 联立方程计量经济模型 Eviews 操作

#### 案例:

1978—2003 年全国居民消费  $CS_t$ 、国民生产总值  $Y_t$ 、投资  $I_t$ 、政府消费  $G_t$ 数据,如下表所示。

年 份	$\mathrm{CS}_{\mathrm{t}}$	$Y_{\rm t}$	${ m I_t}$	$G_{\mathrm{t}}$
1978	1759. 100	3605.600	1377. 900	468. 6000
1979	1966. 078	3994. 118	1445. 294	582. 7451

计量经济软件 Eviews 上机指导及演示示例

1980	2143. 478	4210. 268	1470. 860	595. 9297
1981	2352. 394	4427. 642	1428. 184	647. 0641
1982	2542. 465	4866. 312	1560. 461	763. 3865
1983	2779. 476	5306. 812	1751. 092	776. 2445
1984	3121. 920	6087. 001	2097. 366	867. 7145
1985	3582. 358	6863. 466	2643. 247	637. 8610
1986	3810. 751	7461. 561	2832. 106	818. 7040
1987	4091. 421	8088. 332	2966. 369	1030. 5422
1988	4419. 861	8514. 186	3181. 818	912. 5072
1989	4190. 511	8095. 379	2996. 559	908. 3088
1990	4387. 675	8820. 173	3102. 552	1329. 9470
1991	4827. 281	9958. 072	3517. 548	1613. 2429
1992	5532. 771	11484. 769	4278. 863	1673. 1350
1993	6152. 373	13534. 994	5883. 876	1498. 7446
1994	6708. 511	15051.805	6209. 091	2134. 2037
1995	7566. 554	16430. 918	6705. 139	2159. 2249
1996	8510. 402	18086. 395	7111. 488	2464. 5050
1997	9152. 994	19667. 595	7473. 109	3041. 4916
1998	9954. 462	21300. 431	7966. 002	3379. 9676
1999	10932. 296	22977. 515	8532. 963	3512. 2568
2000	12103. 725	25209. 058	9170. 372	3934. 9605
2001	13054.067	28041. 212	10654. 380	4332. 7645
2002	14086. 916	31094. 409	12191.614	4815. 8790
2003	15194. 260	35047. 995	14820. 508	5033. 2276

建立如下宏观经济模型:

消费函数:  $CS_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 CS_{t-1} + \mu_{1t}$ 

投资函数:  $I_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \mu_{2t}$ 

收入方程:  $Y_t = I_t + CS_t + G_t$ 

容易判断该联立方程模型中投资方程是过渡识别,消费方程是恰好识别,模型是可识别的。

下面用四种方法进行二阶段最小二乘法估计参数。这四种方法的输出结果是一样的。

#### 方法一:

第一阶段: LS CS C G CS(-1) 估计消费的简化式方程

GENR ECS=CS-RESID 计算消费的估计值

LS Y C G CS(-1) 估计收入的简化式方程

GENR EY=Y-RESID 计算收入的估计值

第二阶段: LS CS C EY CS(-1) 估计替代后的消费结构式方程

LS I C EY 估计替代后的投资结构式方程

Dependent Variable: CS

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1979 2003

Included observations: 25 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std.	t-Statistic	Prob.
		Error		
С	273. 3999	188. 4340	1. 450905	0.1609
EY	0. 265184	0. 185426	1. 430131	0. 1667
CS (-1)	0. 433729	0. 456004	0. 951151	0. 3519
R-squared	0. 998058	Mean d	ependent var	6526. 600
Adjusted	0. 997881	S.D. de	ependent var	4023. 411
R-squared				
S.E. of	185. 1869	Akaike	info	13. 39277
regression	cı	riterion		
Sum squared	754472.1	Schwar	z criterion	13. 53904
resid				
Log likelihood	-164. 4097	F-stat	istic	5653. 343
Durbin-Watson	1. 456439	Prob (F	-statistic)	0.000000
stat				

Dependent Variable: I

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1979 2003

Included observations: 25 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	-258. 6251	219. 8342	-1. 176455	0. 2514
EY	0. 401765	0. 013389	30. 00704	0.0000
R-squared	0. 975093	Mean de	ependent var	5279. 634
Adjusted R-squared	0. 974010	S.D. de	ependent var	3703. 951
S.E. of regression	597. 1325 cr	Akaike iterion	info	15. 69877
Sum squared resid	8201047.	Schwarz	criterion	15. 79628
Log likelihood	-194. 2347	F-stati	stic	900. 4222
Durbin-Watson stat	0. 751407	Prob(F-	-statistic)	0. 000000

### 方法二:

实际上在 Eviews 软件中,可以利用命令直接进行二阶段最小二乘估计,命令格式为: TSLS  $Y_i$  C 解释变量名 @ C 先决变量名

其中符号@前面是该结构式方程的所有解释变量名,包括内生变量和先决变量;符号@ 后面是联立方程模型中的所有前定变量。

因此本例可用 TSLS 命令直接写成:

TSLS CS C Y CS(-1)@ C G CS(-1)

TSLS I C Y @ C G CS(-1)

Dependent Variable: CS

Method: Two-Stage Least Squares

Sample(adjusted): 1979 2003

Included observations: 25 after adjusting endpoints

Instrument list: C G CS(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	273. 3999	177. 3501	1. 541583	0. 1374
Y	0. 265184	0. 174519	1. 519510	0. 1429
CS (-1)	0. 433729	0. 429181	1. 010595	0. 3232

	R-squared	0. 998280	Mean dependent var	6526.600
R-s	Adjusted squared	0. 998123	S.D. dependent var	4023. 411
	S.E. of regression	174. 2940	Sum squared resid	668324. 6
	F-statistic	6382. 063	Durbin-Watson stat	1.003405
	Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: I

Method: Two-Stage Least Squares

Sample(adjusted): 1979 2003

Included observations: 25 after adjusting endpoints

Instrument list: C G CS(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	-258. 6251	131. 6564	-1. 964394	0.0617
Y	0. 401765	0.008019	50. 10444	0.0000
R-squared	0. 991067	Mean d	ependent var	5279.634
Adjusted R-squared	0. 990678	S.D. d	ependent var	3703. 951
S.E. of regression	357. 6166	Sum sq	uared resid	2941461.
F-statistic	2510. 455	Durbin	-Watson stat	0.814465
Prob(F-statistic)	0. 000000			

### 方法三:

还可以在方程说明窗口中,选择估计方法为 TLSL,并在工具变量兰(Instrument List)输入模型中的所有先决变量。

### 方法四:

借助于 Eviews 中的 System 命令,可以直接进行 TSLS 估计。

(1) 创建系统:在主菜单上单击 Objects → New Object,并在弹出的对象列表框中选择 System;然后在打开的系统窗口输入结构式模型的随机方程

CS=C(1)+C(2)\*Y+C(3)\*CS(-1)

I=C(4)+C(5)\*Y

### INST G CS(-1)

(2) 估计模型:在系统窗口单击 Estimate,在弹出估计方法选择窗口中选择 TSLS 方法后,单击 0K。

System: UNTITLED

Estimation Method: Two-Stage Least Squares

Sample: 1979 2003

Included observations: 25

Total system (balanced) observations 50

Instruments: G CS(-1) C

	Coefficient	Std.	t-Statistic	Prob.
	COCTITETEM	Error	t Statistic	1100.
C(1)	273. 3999	177. 3501	1. 541583	0. 1302
C(2)	0. 265184	0. 174519	1. 519510	0. 1356
C(3)	0. 433729	0. 429181	1. 010595	0. 3176
C (4)	-258. 6251	131. 6564	-1.964394	0.0557
C (5)	0. 401765	0.008019	50. 10444	0.0000
Determinant resid	ual covariance	1. 35E+09		
Equation: CS=C(1)	+C(2)*Y+C(3)*CS	(-1)		
Observations: 25				
R-squared	0. 998280	Mean d	ependent var	6526. 600
Adjusted R-squared	0. 998123	S.D. d	ependent var	4023. 411
S.E. of regression	174. 2940	Sum squared resid		668324.6
Durbin-Watson stat	1. 003405			
Equation: I=C(4)	+C (5) *Y			
Observations: 25				
R-squared	0. 991067	Mean d	ependent var	5279. 634
Adjusted R-squared	0. 990678	S.D. d	ependent var	3703. 951

S.E. of

357.6166

Sum squared resid

2941461.

regression

Durbin-Watson

0.814465

stat

# 第四部分 演示示例

#### EVIEWS 在计量经济学教学过程中的演示示例(一)

#### 练习一(习题集P17第8题)

- 一、按题意在 EVIEWS 中输入数据;
- 二、在主窗口 QUICK 菜单下选择 estimate equation,在弹出对话框中输入 Y C X,进行最小二乘估计参数。
- 三、在 equantion 窗口 viiew 菜单下选择 representations 选项,可得回归方程。

Y = 49.82200092 + 0.7944335972\*X

四、选择equantion窗口viiew菜单下estimation output或stats按钮,可得回归结果输出:

Dependent Variable: Y Method: Least Squares

Date: 10/13/05 Time: 19:47

Sample: 1 30

Included observations: 30

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statist	ic Prob.
	t		
С	49. 82200	143. 7013 0. 3467	05 0.7314
X	0.794434	0. 025719 30. 888	57 0.0000
R-squared	0. 971490	Mean dependent var	r 4342. 317
Adjusted R-squared	0.970472	S.D. dependent var	r 1166. 015
S.E. of regression	200. 3663	Akaike info	13. 50251
	(	criterion	
Sum squared resid	1124106.	Schwarz criterion	13. 59592
Log likelihood	-200. 5377	F-statistic	954. 1039
Durbin-Watson stat	1.607925	Prob(F-statistic)	_ 0. 000000

#### 五、标准报告形式

$$Y = 49.82200092 + 0.7944335972*X$$

(0.346705) (30.88857)

R-squared=0.971490 S.E. of regression=200.3663 F-statistic=954.103925503

六、点预测

 $Y_0 = 49.82200092 + 0.7944335972*1000=844.222(元)$ 

七、区间预测

$$Y_F = Y_0 \pm t_{\frac{\alpha}{2}} (n-2) \hat{\sigma} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{\left(X_F - \overline{X}\right)^2}{\sum x_i^2}},$$

其中
$$\sum x_i^2 = \sum (X_i - \overline{X})^2 = \sigma_X^2 (n-1)$$

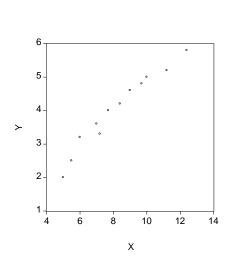
代入相应数据计算即可得区间估计值。

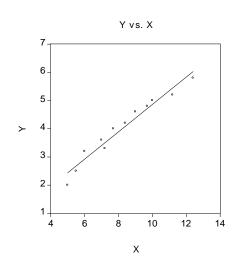
	X	Y
Mean	5403. 214	4342.317
Median	4926.830	3862. 585
Maximum	8839.680	7054. 090
Minimum	4009.610	3099.360
Std. Dev.	1446, 658	1166, 015

### EVIEWS 在计量经济学教学过程中的演示示例(二)

#### 练习二(习题集P18第10题)

- 一、按题意在 EVIEWS 中输入数据;
- 二、在 group 窗口 view—graph—scatter—simple scatter,绘制散点图。 选择 view—graph—scatter—scatter with regression,绘制回归直线





- 三、在主窗口 QUICK 菜单下选择 estimate equation,在弹出对话框中输入 Y C X,进行最小二乘估计参数。
- 四、在 equantion 窗口 viiew 菜单下选择 representations 选项,可得回归方程。

Y = 0.009777361481 + 0.4851934577\*X

五、选择equantion窗口viiew菜单下estimation output或stats按钮,可得回归结果输出:

Dependent Variable: Y Method: Least Squares

Date: 10/13/05 Time: 21:18

Sample: 1985 1996

Included observations: 12

Variable Coefficien Std. Error t-Statistic Prob.

	t		
С	0.009777	0. 284926 0. 03431	5 0. 9733
X	0. 485193	0. 033344 14. 5512	7 0.0000
R-squared	0. 954902	Mean dependent var	4. 016667
Adjusted R-squared	0. 950392	S.D. dependent var	1. 138447
S.E. of regression	0. 253564	Akaike info	0. 244611
	Cl	riterion	
Sum squared resid	0.642947	Schwarz criterion	0. 325428
Log likelihood	0. 532337	F-statistic	211. 7394
Durbin-Watson stat	1. 321761	Prob(F-statistic)	0.000000

#### 六、点预测

Y = 0.009777361481 + 0.4851934577\*X = 0.009777361481 + 0.4851934577\*15 = 7.2876

### EVIEWS 在计量经济学教学过程中的演示示例(三)

### 目的: 1、正确使用 EVIEWS

- 2、会使用 OLS 和 WLS, Goldfeld-Quandt 检验
- 3、能根据计算结果进行异方差分析和出现异方差性后的补救。
- 3、数据为 demo datal

## 实例:某市人均储蓄与人均收入的关系分析(异方差性检验及补救)

根据某市 1978—1998 年人均储蓄与人均收入的数据资料(见下表),其中 X 为人均收入(元),Y 为人均储蓄(元),经分析人均储蓄受人均收入的线性影响,可建立一元线性回归模型进行分析。

obs	X	Y
1978	590. 2000	107. 0000
1979	664. 9400	123. 0000
1980	809. 5000	159. 0000
1981	875. 5400	189. 0000
1982	991. 2500	233. 0000
1983	1109. 950	312.0000
1984	1357. 870	401.0000
1985	1682. 800	522. 0000
1986	1890. 580	664. 0000
1987	2098. 250	871. 0000
1988	2499. 580	1033. 000
1989	2827. 730	1589. 000
1990	3084. 170	2209. 000
1991	3462. 710	2878. 000
1992	3932. 520	3722. 000

1993	5150. 790	5350. 000
1994	7153. 350	8080.000
1995	9076. 850	11758. 00
1996	10448. 21	15839. 00
1997	11575. 48	18196. 00
1998	12500.84	20954. 00

### 1、用 OLS 估计法估计参数

设模型为:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X + \mu$$

运行 EVIEWS 软件,并输入数据,得计算结果如下:

Dependent Variable: Y Method: Least Squares

Date: 10/11/05 Time: 23:10

Sample: 1978 1998

Included observations: 21

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.
	t		
С	-2185. 998	339. 9020 -6. 431262	0.0000
X	1. 684158	0. 062166 27. 09150	0.0000
R-squared	0. 974766	Mean dependent var	4533. 238
Adjusted R-squared	0. 973438	S.D. dependent var	6535. 103
S.E. of regression	1065.086	Akaike info	16.86989
		criterion	
Sum squared resid	21553736	Schwarz criterion	16. 96937
Log likelihood	-175. 1338	F-statistic	733. 9495
Durbin-Watson stat	0. 293421	Prob(F-statistic)	0.000000

### 2、异方差检验

#### (1) Goldfeld-Quandt 检验

在 Procs 菜单项选 Sort series 项,出现排序对话框,输入 X, OK。 在 Sample 菜单里,将时间定义为 1978—1985,用 OLS 方法计算得如下结果:

$$Y = -145.441495 + 0.3971185479*X$$
  
(-8.730234) (25.42693)

R-squared=0.990805 Sum squared resid1=15.12284

Dependent Variable: Y Method: Least Squares

Date: 10/11/05 Time: 23:25

Sample: 1978 1985

Included observations: 8

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.
	t		
С	-145. 4415	16. 65952 -8. 730234	0.0001
X	0. 397119	0. 015618 25. 42693	0.0000
R-squared	0. 990805	Mean dependent var	255. 7500
Adjusted R-squared	0. 989273	S.D. dependent var	146.0105
S.E. of regression	15. 12284	Akaike info	8. 482607
	(	criterion	
Sum squared resid	1372. 202	Schwarz criterion	8. 502468
Log likelihood	-31. 93043	F-statistic	646. 5287
Durbin-Watson stat	1. 335534	Prob(F-statistic)	0.000000

在 Sample 菜单里,将时间定义为 1991-1998,用 OLS 方法计算得如下结果:

$$Y = -4602.367144 + 1.952519317*X$$
  
(-5.065962) (18.40942)

(18.40942)

R-squared=0.982604

Sum squared resid2=5811189.

Dependent Variable: Y Method: Least Squares

Date: 10/11/05 Time: 23:29

Sample: 1991 1998

Included observations: 8

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.
	t		
С	-4602.367	908. 4882 -5. 065962	0.0023
X	1. 952519	0. 106061 18. 40942	0.0000
R-squared	0. 982604	Mean dependent var	10847. 12
Adjusted R-squared	0.979705	S.D. dependent var	6908. 102
S.E. of regression	984. 1400	Akaike info	16.83373
	(	criterion	
Sum squared resid	5811189.	Schwarz criterion	16.85359
Log likelihood	-65. 33492	F-statistic	338. 9068
Durbin-Watson stat	0.837367	Prob(F-statistic)	0.000002

求 F 统计量:  $F = \frac{\sum e_2^2}{\sum e_1^2} = \frac{5811189}{1372.202} = 4334.9370$ ,查 F 分布表,给定显著性

水平  $\alpha = 0.05$  , 得临界值  $F_{0.05}(6,6) = 4.28$  , 比较  $F = 4334.9370 > F_{0.05}(6,6) = 4.28$  ,

拒绝原假设 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ ,表明随机误差项显著的存在异方差。

### 3、异方差的修正

### (1) WLS 估计法。

首先生成权函数 $W = \frac{1}{abs(resid)}$ , 然后用 OLS 估计参数,

Y = -2262.639946 + 1.566910934\*X

Dependent Variable: Y Method: Least Squares

Date: 10/12/05 Time: 08:07

Sample: 1978 1998

Included observations: 21

Weighting series: W

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.		
	t				
С	-2262.640	131. 2507 -17. 23907	0.0000		
X	1. 566911	0. 057637 27. 18590	0.0000		
Weighted Statistics					
R-squared	0. 961501	Mean dependent var	2183. 201		
Adjusted R-squared	0.959475	S.D. dependent var	2104. 209		
S.E. of regression	423. 5951	Akaike info	15. 02583		
	criterion				
Sum squared resid	3409224.	Schwarz criterion	15. 12530		
Log likelihood	-155. 7712	F-statistic	474. 5211		
Durbin-Watson stat	0.354490	Prob(F-statistic)	0.000000		
Unweighted					
Statistics					
R-squared	0. 962755	Mean dependent var	4533. 238		
Adjusted R-squared	0.960794	S.D. dependent var	6535. 103		
S.E. of regression	1293. 978	Sum squared resid	31813191		
Durbin-Watson stat	0. 224165	: <u>a</u>	=		

#### (2) 对数变换法。

用 GENR 生成 LY 和 LX 序列,用 OLS 方法求 LY 对 LX 的回归,结果如下:

LY = -6.839135503 + 1.787148637\*LX

Dependent Variable: LY Method: Least Squares

Date: 10/12/05 Time: 00:05

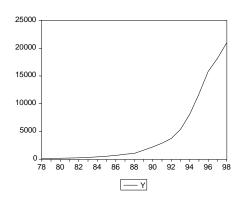
Sample: 1978 1998

Included observations: 21

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
С	-6.839136	0. 237565	-28. 78845	0.0000
LX	1.787149	0. 030033	59. 50680	0.0000

R-squared	0. 994663	Mean dependent var	7. 195082
Adjusted R-squared	0. 994382	S.D. dependent var	1.746173
S.E. of regression	0. 130880	Akaike info	-1. 138677
	cr	iterion	
Sum squared resid	0. 325463	Schwarz criterion	-1. 039199
Log likelihood	13. 95611	F-statistic	3541.059
Durbin-Watson stat	0.642916	Prob(F-statistic)	0.000000

比较方法 (1) 和 (2),可以看出 X 与 Y 在对数线性回归下拟合效果较好。原因是 Y 的曲线 呈对数型图形有关。



### EVIEWS 在计量经济学教学过程中的演示示例(四)

目的: 1、正确使用 EVIEWS

2、能根据计算结果进行多重共线性检验和出现多重共线性时的补救。

3、数据为 demo data2

实例: 我国钢材供应量分析(多重共线性检验及补救)

通过分析我国改革开放以来(1978-1997)钢材供应量的历史资料,可以建立一个单一方程模型。根据理论及对现实情况的认识,影响我国钢材供应量 Y(万吨)的主要因素有:原油产量 X1(万吨),生铁产量 X2(万吨),原煤产量 X3(万吨),电力产量 X4(亿千瓦小时),固定资产投资 X5(亿元),国内生产总值 X6(亿元),铁路运输量 X7(万吨)。

obs	X1	X2	Х3	X4	Х5	Х6	Х7	Y
1978	10405	3479.00	6.81	2566	668.72	3624. 1	110119	2208
1979	10615	3673	6. 35	2820	699. 36	4038. 2	111893	2497
1980	10595	3802	6. 2	3006	746. 9	4517.8	111279	2716
1981	10122	3417	6. 22	3093	638. 21	4862.4	107673	2670
1982	10212	3551	6.66	3277	805. 9	5294. 7	113495	2920
1983	10607	3738	7. 15	3514	885. 26	5934. 5	118784	3072
1984	11461	4001	7.89	3770	1052.43	7171	124074	3372
1985	12490	4834	8. 72	4107	1523. 51	8964. 4	130709	3693
1986	13069	5064	8. 94	4495	1795. 32	10202.2	135635	4058

1987	13414	5503	9. 28	4973	2101.69	11962.5	140653	4386
1988	13705	5704	9.8	5452	2554.86	14928.3	144948	4689
1989	13764	5820	10. 54	5848	2340. 52	16909. 2	151489	4859
1990	13831	6238	10.8	6212	2534	18547. 9	150681	5153
1991	14099	6765	10.87	6775	3139.03	21617.8	152893	5638
1992	14210	7589	11. 16	7539	4473.76	26638.1	157627	6697
1993	14524	8956	11.5	8395	6811.35	34634. 4	162663	7716
1994	14608	9741	12.4	9281	9355.35	46759. 4	163093	8428
1995	15004.95	10529.27	13.61	10070.3	10702.97	58478.1	165855	8979
1996	15733.39	10722.5	13. 97	10813.1	12185. 79	67884.6	168803	9338
1997	16074.14	11511.41	13. 73	11355.53	13838.96	74772.4	169734	9978

设模型的函数形式为:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \mu$$

#### 一、运用 OLS 估计法对上式中参数进行估计,EVIEWS 操作步骤为:

- 1、在FILE菜单中选择NEW-WORKFILE,输入起止时间。
- 2、在主窗口菜单选 QUICK—EMPTY GROUP, 在编辑数据区输入 Y X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 所对应的数据。
- 3、在主窗口菜单选在 QUICK—ESTIMATE EQUATION,对参数做 OSL 估计,输出结果见下表:

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
С	139. 2362	718. 2493	0. 193855	0.8495
X1	-0.051954	0.090753	-0. 572483	0. 5776
X2	0. 127532	0. 132466	0.962751	0.3547
Х3	-24. 29427	97. 48792	-0. 249203	0.8074
X4	0.863283	0. 186798	4.621475	0.0006
X5	0.330914	0. 105592	3. 133889	0.0086
Х6	-0.070015	0.025490	-2.746755	0.0177
X7	0.002305	0.019087	0. 120780	0. 9059
R-squared	0. 999222	Mean dependent var		5153. 350
Adjusted R-squared	0.998768	S.D. dependent var		2511.950
S.E. of regression	88. 17626	Akaike info		12. 08573
		criterion		
Sum squared resid	93300.63	Schwarz criterion		12. 48402
Log likelihood	-112.8573	F-statistic		2201.081
Durbin-Watson stat	1. 703427	Prob(F-s	tatistic)	0.000000

Y = 139.2361608 - 0.05195439459\*X1 + 0.1275320853\*X2 - 24.294272\*X3 + 0.8632825292\*X4 + 0.330913843\*X5 - 0.07001518918\*X6 + 0.002305379405\*X7

### 二、分析

由 F=2201. 081>F<sub>0.05</sub>(7, 12)=2. 91(显著性水平 a=0.05),表明模型从整体上看钢材供应

量与解释变量之间线性关系显著。

#### 三、检验

计算解释变量之间的简单相关系数。EVIEWS 过程如下:

1、 主菜单 QUICK-GROUP STATISTICS-CORRRELATION, 在对话框中输入 X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7, 结果如下:

	X1	X2	Х3	X4	X5	Х6	X7
X1	1. 000000	0. 921956	0. 975474	0. 931882	0.826401	0.845837	0. 986815
X2	0. 921956	1.000000	0. 964400	0. 994921	0.969686	0. 972530	0. 931689
Х3	0. 975474	0.964400	1.000000	0. 974809	0.894963	0. 913344	0. 982943
X4	0. 931882	0. 994921	0. 974809	1.000000	0.959613	0. 969105	0. 945444
Х5	0.826401	0.969686	0.894963	0. 959613	1. 000000	0. 996169	0.827643
Х6	0.845837	0.972530	0. 913344	0. 969105	0. 996169	1.000000	0.846079
X7	0.986815	0. 931689	0. 982943	0. 945444	0.827643	0.846079	1.000000

2、由上表可以看出,解释变量之间存在高度线性相关性。尽管方程整体线性回归拟合较好,但  $X1\ X2\ X3\ X7$  变量的参数 t 值并不显著,  $X3\ X6\ 系数的符号与经济意义相悖。表明模型确实存在严重的多重共线性。$ 

#### 四、修正

1、运用 OLS 方法逐一求 Y 对各个解释变量的回归。结合经济意义和统计检验选出拟合效果最好的一元线性回归方程。

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.			
	t					
С	-10123.78	1528. 060 −6. 625250	0.0000			
X1	1. 181784	0. 116936 10. 10629	0.0000			
R-squared	0.850171	Mean dependent var	5153. 350			
Adjusted R-squared	0.841847	S.D. dependent var	2511.950			
S.E. of regression	998. 9623	Akaike info	16. 74595			
		criterion				
Sum squared resid	17962663	Schwarz criterion	16.84552			
Log likelihood	-165. 4595	F-statistic	102. 1371			
Durbin-Watson stat	0. 217842	Prob(F-statistic)	0.000000			
Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.			
	t					
С	-618.7199	108. 3930 -5. 708116	0.0000			
X2	0. 926212	0. 016019 57. 82017	0.0000			
R-squared	0. 994645	Mean dependent var	5153. 350			
Adjusted R-squared	0.994347	S.D. dependent var	2511.950			
S.E. of regression	188.8610	Akaike info	13. 41454			
	criterion					
Sum squared resid	642032.9	Schwarz criterion	13. 51411			
Log likelihood	-132. 1454	F-statistic	3343. 172			

Durbin-Watson stat	0. 962290	Prob(F-statistic)	0.000000
Variable	Coefficien t	Std. Error t-Statistic	Prob.
С	-3770. 942	581. 6642 -6. 483023	0.0000
Х3	926. 7178	58. 38537   15. 87243	0.0000
R-squared	0. 933317	Mean dependent var	5153. 350
Adjusted R-squared	0. 929612	S.D. dependent var	2511.950
S.E. of regression	666. 4367	Akaike info	15. 93641
		criterion	
Sum squared resid	7994483.	Schwarz criterion	16. 03598
Log likelihood	-157. 3641	F-statistic	251. 9341
Durbin-Watson stat	0. 477559	Prob(F-statistic)	0.000000
Variable	Coefficien t	Std. Error t-Statistic	Prob.
С	-34. 32474	91. 75324 -0. 374098	0. 7127
X4	0.884047	0. 014146 62. 49381	0.0000
R-squared	0. 995412	Mean dependent var	5153. 350
Adjusted R-squared	0. 995157	S.D. dependent var	2511. 950
S.E. of regression	174. 8044	Akaike info	13. 25985
		criterion	
Sum squared resid	550018.2	Schwarz criterion	13. 35942
Log likelihood	-130. 5985	F-statistic	3905. 476
Durbin-Watson stat	0.824221	Prob(F-statistic)	0.000000
Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.
	t		
С	2896. 350	211. 0245 13. 72518	0.0000
X5	0. 572451	0. 036983 15. 47892	0.0000
R-squared	0. 930123	Mean dependent var	5153.350
Adjusted R-squared	0. 926241	S.D. dependent var	2511.950
S.E. of regression	682. 2088	Akaike info	15. 98319
		criterion	
Sum squared resid	8377359.	Schwarz criterion	16. 08276
Log likelihood	-157. 8319	F-statistic	239. 5971
Durbin-Watson stat	0. 181794	Prob(F-statistic)	0.000000
Variable	Coefficien t	Std. Error t-Statistic	Prob.
С	2720. 664	205. 3405 13. 24952	0.0000
Х6	0. 108665	0. 006568 16. 54535	0.0000

R-squared	0. 938303	Mean dependent var	5153.350
Adjusted R-squared	0. 934875	S.D. dependent var	2511.950
S.E. of regression	641.0376	Akaike info	15.85869
	(	criterion	
Sum squared resid	7396725.	Schwarz criterion	15. 95827
Log likelihood	-156. 5869	F-statistic	273. 7485
Durbin-Watson stat	0. 259927	Prob(F-statistic)	0.000000
	-F		<del></del>
Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.
	t		
С	-9760. 099	1317. 227 -7. 409582	0.0000
X7	0.106826	0. 009326 11. 45524	0.0000
R-squared	0. 879375	Mean dependent var	5153. 350
Adjusted R-squared	0.872673	S.D. dependent var	2511.950
S.E. of regression	896. 3356	Akaike info	16. 52915
	(	criterion	
Sum squared resid	14461517	Schwarz criterion	16. 62872
Log likelihood	-163. 2915	F-statistic	131. 2225
Durbin-Watson stat	0. 183657	Prob(F-statistic)	0.000000

经分析在 7 个一元回归模型中钢材供应量 Y 对电力产量 X4 的线性关系强,拟合度好, 即:

$$Y = -34.32474492 + 0.8840472792*X4$$
  
(-0.374098) (62.49381)

 $R^2 = 0.995412$  S. E. =174.8044, F=3905.476

截距项不显著,去掉,重新估计:

Y = 0.8792594492\*X4

#### 2、逐步回归。

将其余解释变量逐一代入上式,得如下模型:

$$Y = -0.005935225118*X1 + 0.8906555628*X4$$

(-0.604681) (45.03888)

 $R^2 = 0.995469$  S. E. =173. 7270, F=3954. 290

式中 X1 不显著, 删去,继续:

$$Y = 0.1741981867*X2 + 0.6978252624*X4$$

(1.879546) (7.217200)

 $R^2 = 0.996135$  S. E. =160, 4431, F=4639, 290

$$Y = 0.2753793175*X2 + 0.5595511241*X4 + 0.04060861466*X5$$

(3.082485) (5.637333)

(2.615818)

 $R^2 = 0.997244$  S. E. =139.4060,

F=3075. 985

Y = 0.466836912\*X2 + 0.5219953469\*X4 - 0.03080496295\*X5 - 0.004998894793\*X7

(3.245804) (5.366654)

(-0.674009)

(-1.651391)

 $R^2$ = 0.997646 S. E. =132.8222, F=2259.899 X7 不符合经济意义,应去掉。

所以:

Y = 0.2753793175\*X2 + 0.5595511241\*X4 + 0.04060861466\*X5(3.082485) (5.637333) (2.615818)  $R^2 = 0.997244$  S. E. =139, 4060, F=3075.985

#### 即为最优模型。

Dependent Variable: Y Method: Least Squares

Date: 10/17/05 Time: 22:53

Sample: 1978 1997

Included observations: 20

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
X2	0. 275379	0.089337	3. 082485	0.0068
X4	0. 559551	0.099258	5. 637333	0.0000
X5	0.040609	0. 015524	2.615818	0.0181
R-squared	0. 997244	Mean dep	endent var	5153. 350
Adjusted R-squared	0.996920	S.D. dep	endent var	2511.950
S.E. of regression	139. 4060	Akaike i	nfo	12.85014
	(	criterion		
Sum squared resid	330378.5	Schwarz	criterion	12. 99950
Log likelihood	-125. 5014	F-statis	tic	3075.985
Durbin-Watson stat	0. 790639	Prob(F-s	tatistic)	0.000000

# EVIEWS 在计量经济学教学过程中的演示示例(五)

目的: 1、正确使用 EVIEWS

- 2、能根据计算结果进行序列相关性检验和补救。
- 3、数据为 demo data3

实例: 国内生产总值和出口总额之间的关系分析(序列相关性检验及补救)

根据某地区 1978-1998 年国内生产总值与出口总额的数据资料,其中 X 表示国内生产总值(人民币亿元),Y 表示出口总额(人民币亿元)。试建立一元线性回归函数。设模型函数形式为:

	$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \mu$	$l_t$
obs	X	Y
1978	3624. 100	134. 8000
1979	4038. 200	139. 7000
1980	4517.800	167. 6000

1981	4860. 300	211.7000
1982	5301. 800	271. 2000
1983	5957. 400	367.6000
1984	7206. 700	413.8000
1985	8989. 100	438. 3000
1986	10201. 40	580. 5000
1987	11954. 50	808.9000
1988	14922. 30	1082. 100
1989	16917. 80	1470.000
1990	18598. 40	1766. 700
1991	21622. 50	1956.000
1992	26651. 90	2985.800
1993	34560. 50	3827. 100
1994	46670.00	4676.300
1995	57494. 90	5284.800
1996	66850. 50	10421.80
1997	73142. 70	12451.80
1998	78017. 80	15231.70

# 1、用 0LS 估计方法求模型的参数估计值

点击 NEW-WORKFILE,输入 X,Y 的数据。

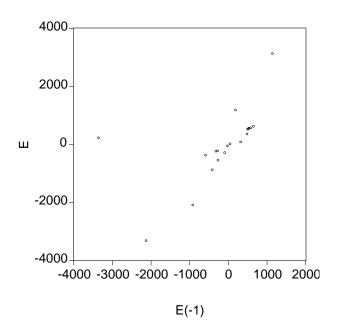
点击 QUICK-ESITMATE EQUATION, 在对话框中输入Y C X, 结果如下:

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.
	t		
С	-1147. 443	396. 1630 -2. 896390	0.0093
X	0. 170052	0. 011451 14. 84990	0.0000
R-squared	0. 920675	Mean dependent var	3080. 390
Adjusted R-squared	0.916500	S.D. dependent var	4368.710
S.E. of regression	1262.402	Akaike info	17. 20981
	(	criterion	
Sum squared resid	30279518	Schwarz criterion	17. 30929
Log likelihood	-178. 7030	F-statistic	220. 5196
Durbin-Watson stat	0.688670	Prob(F-statistic)	0.000000

# 2、自相关检验

# (1) 图示法

由上述 OLS 计算,可直接得到残差 RESID,运用 GENR 命令生成序列 E,则在 QUICK 菜单中选 GRAPH,在图形对话框中输入: E E(-1),再点击 SCATTER DIOGRAM。得结果如下,从图中可以看出残差  $e_t$  呈线性自回归,表明随机误差  $u_t$  存在自相关。



#### (2)、DW 检验

根据 OLS 计算结果,由: Durbin-Watson stat=0.688670,给定显著性水平 a=0.05,查 D-W 表,n=21,k'(解释变量个数)=1,得下限临界值  $d_{L}$ =1.22,上限临界值  $d_{L}$ =1.42,因为 DW 统计量为 0.688670<d<sub>L</sub>=1.22。根据判定区域知,此时随机误差项存在一阶自相关。

#### 3、自相关的修正

(1) 由 DW=0.688670,根据
$$\stackrel{\wedge}{\rho}=1-\frac{DW}{2}$$
,计算得 $\stackrel{\wedge}{\rho}=0.6556$ 。

用 GENR 分别对 X 和 Y 做广义差分。在 WORKFILE 窗口选择 GENR 或直接在主窗口输入:

GENR DY=Y-0.6556\*Y(-1)

GENR DX=X-0.6556\*X(-1)

然后再用 OLS 估计参数。结果为:

DY = -585.3252045 + 0.192825853\*DX(-1.752142) (8.851754)

 $R^2 = 0.813188$  DW=1.345597, F=78.35354

这时可以看出使用广义差分法后,DW 值有所提高,但仍然存在自相关。

#### (2) Cochrane-Orcutt 迭代法

在 QUICK—ESTIMATE EQUATION 项,在对话框中输入: Y C X AR(1), OK 后得如下结果:

Dependent Variable: Y Method: Least Squares

Date: 10/31/05 Time: 18:07 Sample(adjusted): 1979 1998

Included observations: 20 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 14 iterations

Variable Coefficien Std. Error t-Statistic Prob.

С	-1876.253	1975. 932	-0.949554	0.3556
X	0. 198637	0.049973	3.974859	0.0010
AR(1)	0. 740777	0. 310956	2.382259	0.0292
R-squared	0. 951955	Mean depe	ndent var	3227. 670
Adjusted R-squared	0.946303	S.D. depe	ndent var	4428. 390
S.E. of regression	1026. 178	Akaike in	fo	16.84255
	Cı	riterion		
Sum squared resid	17901699	Schwarz c	riterion	16. 99191
Log likelihood	-165.4255	F-statist	ic	168. 4172
Durbin-Watson stat	1. 451436	Prob(F-st	atistic)	0.000000
Inverted AR Roots	. 74			

此时 DW=1. 451436>d<sub>0</sub>=1. 42, 认为此时无自相关性。

# (3)利用对数线性回归修正自相关。用 GENR 分别对 X 和 Y 生成 LogX 和 LogY, 命令为:

GENR LY=LOG (Y)

GENR LX = LOG(X)

在 OLS 估计对话框输入: LY C LX 计算结果如下:

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.
	t		
С	-7. 083917	0. 337892 -20. 96504	0.0000
LX	1. 466088	0. 034876 42. 03750	0.0000
R-squared	0. 989363	Mean dependent var	7. 043795
Adjusted R-squared	0. 988803	S.D. dependent var	1.515819
S.E. of regression	0. 160400	Akaike info	-0. 731905
	1	criterion	
Sum squared resid	0. 488832	Schwarz criterion	-0.632427
Log likelihood	9. 685003	F-statistic	1767. 151
Durbin-Watson stat	1. 140571	<pre>Prob(F-statistic)</pre>	0.000000

同时考虑 Cochrane-Orcutt 迭代法。在估计对话框里输入: LY C LX AR(1) 计算结果如下:

Dependent Variable: LY Method: Least Squares

Date: 10/31/05 Time: 18:19 Sample(adjusted): 1979 1998

Included observations: 20 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
С	-7. 088071	0.604260	-11. 73016	0.0000
LX	1.467507	0.061299	23. 94022	0.0000
AR(1)	0.425084	0. 232705	1.826708	0.0854

R-squared	0.990102	Mean dependent var	7. 150795
Adjusted R-squared	0. 988937	S.D. dependent var	1. 471582
S.E. of regression	0. 154782	Akaike info	-0. 756115
	cı	riterion	
Sum squared resid	0. 407278	Schwarz criterion	-0.606756
Log likelihood	10. 56115	F-statistic	850. 2191
Durbin-Watson stat	1. 537282	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	. 43		

此时 DW=1.537282>d=1.42, 可以认为此时已消除自相关性。

# EVIEWS 在计量经济学教学过程中的演示示例(六)

# 目的: 1、正确使用 EVIEWS

- 2、对分布滞后模型能进行析和计算,会使用<mark>经验加权法、阿尔蒙法、自</mark> 回归模型的估计和检验等方法。
  - 3、数据为 demo data4 demo data5、demo data6

# 方法 1: (经验加权法)

已知某地区制造业部门 1955-1974 年期间的资本存量 Y 和销售额 X 的统计资料如下表 (金额单位:百万元)。设定有限分布滞后模型为:

$$Y_{t} = \alpha + \beta_{0} X_{t} + \beta_{1} X_{t-1} + \beta_{2} X_{t-2} + \beta_{3} X_{t-3} + \mu_{t}$$

运用经验加权法,选择下列三组权数:

- (1) 1, 1/2, 1/4, 1/8
- (2) 1/4, 1/2, 2/3, 1/4
- (3) 1/4, 1/4, 1/4, 1/4,

分别估计上述模型,并从中选择最佳的方程。

SER01	SER02
450. 6900	264. 8000
506. 4200	277.4000
518.7000	287. 3600
500.7000	272.8000
527.0700	302. 1900
538. 1400	307.9600
549.3900	308.9600
582. 1300	331. 1300
600. 4300	350. 3200
633.8300	373. 3500
682.2100	410.0300
779.6500	448.6900
846.6500	464. 4900
	450. 6900 506. 4200 518. 7000 500. 7000 527. 0700 538. 1400 549. 3900 582. 1300 600. 4300 633. 8300 682. 2100 779. 6500

1968	908.7500	502.8200
1969	970.7400	535. 5500
1970	1016.450	528.5900
1971	1024. 450	559.1700
1972	1077. 190	620.1700
1973	1208.700	713.9800
1974	1471.350	820.9800

记新的线性组合变量分别为:

$$Z_{1} = X_{t} + \frac{1}{2}X_{t-1} + \frac{1}{4}X_{t-2} + \frac{1}{8}X_{t-3}$$

$$Z_{2} = \frac{1}{4}X_{t} + \frac{1}{2}X_{t-1} + \frac{2}{3}X_{t-2} + \frac{1}{4}X_{t-3}$$

$$Z_{3} = \frac{1}{4}X_{t} + \frac{1}{4}X_{t-1} + \frac{1}{4}X_{t-2} + \frac{1}{4}X_{t-3}$$

分别估计如下经验加权模型:

$$Y_t = \alpha + \beta Z_{kt} + \mu_t \qquad k = 1,2,3$$

具体步骤为:

1、打开 EVIEWS,输入 X,Y 的数据,生成线性组合变量 Z<sub>1</sub>, Z<sub>2</sub>, Z<sub>3</sub>的数据;

genr 
$$z1=xt+(1/2)*xt(-1)+(1/4)*xt(-2)+(1/8)*xt(-3)$$
  
genr  $z2=(1/4)*xt+(1/2)*xt(-1)+(2/3)*xt(-2)+(1/4)*xt(-3)$   
genr  $z3=(1/4)*xt+(1/4)*xt(-1)+(1/4)*xt(-2)+(1/4)*xt(-3)$ 

Coefficien Std. Error t-Statistic

2、回归分析。在 EQUATION SPECIFICATION 对话框中,输入 Y C Z<sub>1</sub>,在 ESTIMAYIONS 栏中选择 OLS,点击 OK,结果如下:

variable	Coefficien	Stu. Ellor t Statistic	1100.
	t		
С	-66. 52295	18. 16484 -3. 662182	0.0023
Z1	1. 071395	0. 021024 50. 96149	0.0000
R-squared	0. 994257	Mean dependent var	818. 6959
Adjusted R-squared	0. 993875	S.D. dependent var	279. 9181
S.E. of regression	21.90777	Akaike info	9. 121691
	(	criterion	
Sum squared resid	7199. 257	Schwarz criterion	9. 219716
Log likelihood	-75. 53437	F-statistic	2597.074
Durbin-Watson stat	1. 439440	Prob(F-statistic)	0.000000

用 Z<sub>2</sub>, Z<sub>3</sub>分别进行回归估计,结果整理如下:

$$YT = -66.52294932 + 1.071395456*Z1$$
 $(-3.662182)$ 
 $(50.96149)$ 
 $R-squared=0.994257$ 
 $DW=1.439440$ 
 $F=2597.074$ 

R-squared=0.989373 DW=1.042713 F=1396.542

$$YT = -121.7394467 + 2.237930494*Z3$$
  
(-4.813143) (38.68578)

R-squared=0.990077 DW=1.158530 F=1496.590

从上述回归分析结果可以看出,模型一的扰动项无一阶自相关,模型二和模型三扰动项存在一阶正相关;在综合判断可决系数、F-检验值,t 检验值,可以认为:最佳的方程式模型一,即权数为1、1/2、1/4、1/8的分布滞后模型。

# 方法 2: (阿尔蒙法)

下表给出某行业 1955-1974 年的库存额 Y 和销售额 X 的资料。假定库存额取决于本年销售额和前三年的销售额,估计如下分布滞后模型:

obs	XT	YT
1955	26. 48000	45. 06900
1956	27. 74000	50. 64200
1957	28. 23600	51.87100
1958	27. 28000	52. 07000
1959	30. 21900	52. 70900
1960	30. 79600	53. 81400
1961	30. 89600	54. 93900
1962	33. 11300	58. 12300
1963	35. 03200	60. 04300
1964	37. 33500	63. 38300
1965	41.00300	68. 22100
1966	44.86900	77. 96500
1967	46. 44900	84. 65500
1968	50. 28200	90.81500
1969	53. 55500	97. 07400
1970	52.85900	101.6400
1971	55. 91700	102.4400
1972	62. 01700	107.7100
1973	71. 39800	120.8700
1974	82.07800	147. 1300

$$Y_{t} = \alpha + \beta_{0} X_{t} + \beta_{1} X_{t-1} + \beta_{2} X_{t-2} + \beta_{3} X_{t-3} + \mu_{t}$$

假定系数β可以用二次多项式近似,即

$$\beta_0 = \alpha_0$$

$$\beta_1 = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2$$

$$\beta_2 = \alpha_0 + 2\alpha_1 + 4\alpha_2$$

$$\beta_2 = \alpha_0 + 3\alpha_1 + 9\alpha_2$$

则模型可变为:

$$Y_{t} = \alpha + \alpha_{0} Z_{0t} + \alpha_{1} Z_{1t} + \alpha_{2} Z_{2t} + \mu_{t}$$

其中

$$Z_{0t} = X_{t} + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3}$$

$$Z_{1t} = X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3}$$

$$Z_{2t} = X_{t-1} + 4X_{t-2} + 9X_{t-3}$$

在 EVIEWS 中输入 XT 和 YT 的数据,然后在工作文件的工具条上选择生成新数据序列的 GENR 命令,在打开的 EQUATION 对话框中依次键入生成 Z0t, Z1t, Z2t 的公式。

GENR 
$$ZOT = XT + XT(-1) + XT(-2) + XT(-3)$$

GENR 
$$Z1T=XT(-1)+2*XT(-2)+3*XT(-3)$$

GENR 
$$Z2T=XT(-1)+4*XT(-2)+9*XT(-3)$$

打开EQUATION SPECIFICATION对话框,键入回归方程形式:

点击OK, 结果如下表:

Variable	Coefficien	Std. Error	-Statistic	Prob.
	t			
С	-6. 419601	2. 130157	-3. 013675	0.0100
ZOT	0.630281	0. 179160	3.517969	0.0038
Z1T	0. 987410	0. 525307	1.879682	0.0827
Z2T	-0. 460829	0. 181199	-2. 543216	0. 0245
R-squared	0. 996230	Mean depe	ndent var	81. 97653
Adjusted R-squared	0.995360	S.D. dependent var		27.85539
S.E. of regression	1.897384	Akaike info		4. 321154
	(	criterion		
Sum squared resid	46.80087	Schwarz c	riterion	4. 517204
Log likelihood	-32. 72981	F-statist	ic	1145. 160
Durbin-Watson stat	1. 513212	Prob(F-st	atistic)	0.000000

表中,Z0t,Z1t,Z2t 对应的系数分别为 $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ 的估计值 $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2$ 。将它们代入分布滞后阿尔蒙多项式中,可以计算出 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3$ 的估计值为:

$$\hat{\beta}_{0} = \hat{\alpha}_{0} = 0.630281,$$

$$\hat{\beta}_{1} = \hat{\alpha}_{0} + \hat{\alpha}_{1} + \hat{\alpha}_{2} = 1.157$$

$$\hat{\beta}_{2} = \hat{\alpha}_{0} + 2\hat{\alpha}_{1} + 4\hat{\alpha}_{2} = 0.762$$

$$\hat{\beta}_{3} = \hat{\alpha}_{0} + 3\hat{\alpha}_{1} + 9\hat{\alpha}_{2} = -0.555$$

从而,分布滞后模型的最终估计形式为:

$$\hat{Y_t} = -6.4196 + 0.631X_t + 1.157X_{t-1} + 0.762X_{t-2} - 0.555X_{t-3}$$

在实际应用中,EVIEWS 提供了多项式分布滞后指令"PDL"用于估计分布滞后模型。下

面给出本例的操作过程。

在 EVIEWS 中输入 XT, YT 的数据, 进入 EQUATION SPECIFICATION 对话框, 输入方程形式:

#### $Y \in PDL(X, 3, 2)$

其中,"PDL"指令表示进行阿尔蒙多项式分布滞后模型的估计,括号中的 3 表示 X 的分布滞后长度,2 表示阿尔蒙多项式的阶数。在 ESTIMATION SETTING 中选择 OLS,点击 OK,结果如下:

Variable	Coefficient	Std. Error t-Statistic	Prob.
С	-6. 419601	2. 130157 -3. 013675	0.0100
PDL01	1. 156862	0. 195928 5. 904516	0.0001
PDL02	0.065752	0. 176055 0. 373472	0.7148
PDL03	-0. 460829	0. 181199 -2. 543216	0. 0245
R-squared	0. 996230	Mean dependent var	81. 97653
Adjusted R-squared	0. 995360	S.D. dependent var	27. 85539
S.E. of regression	1.897384	Akaike info criterion	4. 321154
Sum squared resid	46.80087 Schwarz criterion		4. 517204
Log likelihood	-32. 72981	F-statistic	1145. 160
Durbin-Watson stat	1. 513212	Prob(F-statistic)	0.000000
Lag Distribution of XT	i	Coefficient Std. Error	T-Statisti
			С
. *	0	0. 63028 0. 17916	3. 51797
. *	1	<b>1. 15686 0. 19593</b>	5. 90452
. *	2	<b>0.</b> 76178	4. 27495
* .	3	<b>-0.</b> 55495 0. 25562	-2. 17104
	Sum of Lags	1.99398 0.06785	29. 3877

注意:用 "PDL"估计分布滞后模型时,EVIEWS 所采用的滞后系数多项式变换不是上面的形式,而是阿尔蒙多项式的派生形式。因此结果中 PDL01,PDL02,PDL03 对应的估计系数不是阿尔蒙多项式系数 $\alpha_0,\alpha_1,\alpha_2$ 的估计。但同前面分步计算的结果比较,最终的分布滞后估计

系数 $\hat{\beta}_0$ , $\hat{\beta}_1$ , $\hat{\beta}_2$ , $\hat{\beta}_3$ 是相同的。

# 方法 3: (自回归模型的估计和检验)

下表给出了没地区消费总额 Y(亿元)和货币收入总额 X(亿元)的年度资料,分析消费和收入的关系。

obs	X	Y
1966	103. 1690	91. 15800
1967	115.0700	109. 1000
1968	132. 2100	119. 1870
1969	156. 5740	143.9080

计量经济软件 Eviews 上机指导及演示示例

1970	166. 0910	155. 1920
1971	155. 0990	148.6730
1972	138. 1750	151. 2880
1973	146. 9360	148. 1000
1974	157. 7000	156.7770
1975	179. 7970	168.4750
1976	195. 7790	174.7370
1977	194.8580	182.8020
1978	189. 1790	180. 1300
1979	199. 9630	190. 4440
1980	250. 7170	196.9000
1981	215. 5390	204.7500
1982	220. 3910	218.6660
1983	235. 4830	227.4250
1984	280. 9750	229.8600
1985	292. 3390	244. 2300
1986	278. 1160	258.3630
1987	292. 6540	275. 2480
1988	341. 4420	299. 2770
1989	401. 1410	345.4700
1990	458. 5670	406.1190
1991	500. 9150	462.2230
1992	450. 9390	492.6620
1993	626. 7090	539.0460
1994	783. 9530	617.5680
1995	890. 6370	727.3970

为了考察收入对消费的影响,首先做 Y 关于 X 的回归,即建立如下的回归模型

$$Y_{t} = \alpha + \beta_{0} X_{t} + \mu_{t}$$

# 得结果如下:

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.
	t		
С	26. 12309	8. 246128 3. 167922	0.0037
X	0.809209	0. 023638 34. 23312	0.0000
R-squared	0. 976665	Mean dependent var	262. 1725
Adjusted R-squared	0. 975831	S.D. dependent var	159. 3349
S.E. of regression	24. 77059	Akaike info	9. 321532
		criterion	
Sum squared resid	17180.30	Schwarz criterion	9. 414945
Log likelihood	-137.8230	F-statistic	1171.906
Durbin-Watson stat	1. 352981	Prob(F-statistic)	0.000000

从回归结果看,在判断可决系数、F-检验值,t检验值都显著,但在显著性水平 a=0.05 上。DW=1.35>d1=1.3不能判断。对模型进行改进。事实上,当年消费不仅受当年收入得影 响,而且还受过去各年收入水平的影响,因此,对上述模型中添加货币收入总额 X 的滞后变量进行分析。如前所述,对分布滞后模型直接进行估计会存在自由度损失和多重共线性等问题。在此,选择库伊克模型进行回归估计,即估计如下模型:

$$Y_{t} = \alpha^{*} + \beta_{0}^{*} X_{t} + \beta_{1}^{*} Y_{t-1} + \mu_{t}^{*}$$

利用所给数据得回归结果如下:

Variable	Coefficien	Std. Error t-Sta	tistic Prob.
	t		
С	-8. 140848	4. 281553 -1.	901378 0.0684
X	0. 240752	0. 045060 5.	342898 0.0000
Y (-1)	0.830523	0. 064854 12	. 80598 0. 0000
R-squared	0. 996740	Mean dependen	t var 268.0696
Adjusted R-squared	0.996490	S.D. dependen	t var 158.7886
S.E. of regression	9. 407876	Akaike info	7. 418669
	(	criterion	
Sum squared resid	2301. 211	Schwarz crite	rion 7.560113
Log likelihood	-104. 5707	F-statistic	3975. 259
Durbin-Watson stat	1. 238470	Prob(F-statis	tic) <u>0.000000</u>

从回归结果看,在判断可决系数、F-检验值,t 检验值都显著,但

$$h = (1 - \frac{dw}{2})\sqrt{\frac{n}{1 - nVar(\hat{\beta}_1^*)}} = (1 - \frac{1}{2} \times 1.23847)\sqrt{\frac{29}{1 - 29 \times 0.064854^2}}$$
$$= 2.24$$

在显著性水平 a=0.05 上,查标准正态分布临界值  $h_{\frac{\alpha}{2}}=1.96$ ,由于  $\left|h\right|=2.24 \ \phi \ h_{\frac{\alpha}{2}}=1.96$ ,拒绝原假设 $\rho=0$ ,说明回归模型存在一阶自相关,需要对模型做

下面换一个角度进行分析。消费者得消费是一个复杂得过程。一方面,预期收入得大小可能会影响消费,即消费者会按照收入预期决定自己得消费计划;另一方面,实际消费往往与预计得消费之间存在偏差,消费者会对预期得消费计划进行调整。因此,可以考虑采用局部调整——自适应期望综合模型进行分析。

如前所述,在局部调整假设和自适应假设下,局部调整——自适应期望综合模型可转化为如下形式得自回归模型:

$$Y_{t} = \alpha^{*} + \beta_{0}^{*} X_{t} + \beta_{1}^{*} Y_{t-1} + \beta_{2}^{*} Y_{t-2} + \mu_{t}^{*}$$

利用所给数据进行估计,结果如下:

进一步修改。

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
 С	-3. 038540	4. 018267	-0. 756182	0. 4569
X	0. 225020	0.035669	6.308632	0.0000

Y (-1)	1.305370	0. 128310 10. 173	0.0000
Y (-2)	-0. 516627	0. 134074 -3. 8533	0.0008
R-squared	0. 998104	Mean dependent va	ar 273. 7470
Adjusted R-squared	0. 997867	S.D. dependent va	ar 158.6766
S.E. of regression	7. 328427	Akaike info	6. 952962
	C1	riterion	
Sum squared resid	1288. 940	Schwarz criterion	7. 143277
Log likelihood	-93. 34147	F-statistic	4211.360
Durbin-Watson stat	2. 332370	Prob(F-statistic)	0.000000

从回归结果看,在判断可决系数、F-检验值,t检验值都显著,且

$$h = (1 - \frac{dw}{2})\sqrt{\frac{n}{1 - nVar(\hat{\beta}_1^*)}} = (1 - \frac{1}{2} \times 2.233)\sqrt{\frac{28}{1 - 28 \times 0.12831^2}}$$

=0.786

在显著性水平 a=0.05 上,查标准正态分布临界值  $h_{\frac{\alpha}{2}}=1.96$ ,由于

 $\left|h\right|=0.786$   $\pi$   $h_{\frac{\alpha}{2}}=1.96$ ,接受原假设 ho=0,说明回归模型扰动项不存存在一阶自相关,

最终的估计模型为:

$$Y = -3.0386 + 0.2250*X + 1.3054*Y(-1) - 0.5166*Y(-2)$$
  
 $(-0.7562)$   $(6.309)$   $(10.174)$   $(-3.853)$   
 $R-squared=0.998104$   $DW=2.332370$   $F=4211.360$ 

该模型较好的解释了所考察地区居民消费和收入之间的关系。

#### EVIEWS 在计量经济学教学过程中的演示示例(七)

# 目的: 1、正确使用 EVIEWS

- 2、对联立方程模型能进行析和计算,会使用两阶段最小二乘法法
- 3、数据为 demo data7

实例 1: (两阶段最小二乘法法)

下表为 1978-1998 年度我国国内生产总值 (GDP)、货币供应量 (M2)、政府支出 (GCE) 和投资支出 (INV) 的数据,我们将利用此数据,运用 EVIEWS,建立我国的收入——货币供应模型。

obs	GDP	M2	INV	GCE
1978	3624. 100	1159. 100	1377. 900	480. 0000
1979	4038. 200	1458. 100	1474. 200	614.0000
1980	4517.800	1842. 900	1590.000	659.0000
1981	4862.400	2234.500	1581.000	705.0000

1982	5294.700	2589.800	1760. 200	770.0000
1983	5934. 500	3075.000	2005.000	838.0000
1984	7171.000	4146. 300	2468.600	1021.000
1985	8964. 400	5198.900	3386.000	1184.000
1986	10202.20	6720.900	3846.000	1367.000
1987	11962.50	8330. 900	4322.000	1490.000
1988	14928.30	10099.80	5492.000	1727.000
1989	16909.20	11949.60	6095.000	2033.000
1990	18547. 90	15290. 40	6444. 000	2252.000
1991	21617.80	19349. 90	7517. 000	2830.000
1992	26638.10	25402. 20	9636.000	3492.300
1993	34634.40	34879.80	14998.00	4499.700
1994	46759.40	46923.50	19260.60	5982.000
1995	58478. 10	60750. 50	23877.00	6690.500
1996	67884.60	76094.90	26867. 20	7851.600
1997	74462.60	90995.30	28457.60	8724.800
1998	79395.70	102297.0	30396.00	9484.800

设定模型为:

收入方程: 
$$GDP_t = \beta_{10} + \beta_{12}M_{2t} + \gamma_{11}INV_t + \gamma_{12}GCE_t + \mu_{1t}$$

货币供应方程: 
$$M_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}GDP_t + \mu_{2t}$$

根据分析,可以判定货币供应方程为过度识别。

在 EVIEWS 中输入数据,点击 Quick—Estimat Equation,在对话框的上部输入过度识别方程表达式:

M2 C GDP

在对话框下部选择估计方法 TSLS,此时屏幕弹出 Instrument list 对话框,在此对话框中输入联立方程的全部先决变量:

C INV GCE

Coefficien Std. Error t-Statistic

样本时间(Sample)选择1978 1998后,OK,结果如下:

Variable

	t			
С	-6035. 171	1108. 036	-5. 446728	0.0000
GDP	1. 248089	0. 031623	39. 46831	0.0000
R-squared	0.988010 Mean dependent var		25275. 68	
Adjusted R-squared	0. 987379	S.D. dependent var		31554.19
S.E. of regression	3544. 893	Sum squar	ed resid	2.39E+08
F-statistic	1557. 748	Durbin—Wa	tson stat	0.430376
Prob(F-statistic)	0.000000	=	=	=

即货币供应方程为:

$$M2 = -6035.171232 + 1.248088599*GDP$$
(1108.036) (0.031623)

Prob.

$$(-5.446728)$$
  $(39.46831)$ 

R2=0.988010 Adjusted R-squared=0.987379 F-statistic=1557.748 DW=0.430376

#### 下面分两步进行过度识别方程的估计。

1、对内生变量 GDP 的精确部分进行估计,即对简化式方程 1:

$$GDP_{t} = \pi_{10} + \pi_{11}INV_{t} + \pi_{12}GCE_{t} + V_{t}$$

进行 OLS 估计。

点击 Quick—Estimate Equantion,在弹出对话框上部,输入内生解释变量的简化式方程:

GDP C INV GCE

接着 OK, 结果如下:

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statisti	c Prob.
	t		
С	-413. 5196	476. 1544 -0. 86845	0. 3966
INV	1. 100051	0. 356854 3. 08264	0.0064
GCE	4. 828218	1. 216720 3. 96822	0.0009
R-squared	0. 998032	Mean dependent var	25087.04
Adjusted R-squared	0.997814	S.D. dependent var	25091.06
S.E. of regression	1173. 247	Akaike info	17. 10450
	(	criterion	
Sum squared resid	24777169	Schwarz criterion	17. 25372
Log likelihood	-176. 5973	F-statistic	4564.607
Durbin-Watson stat	0.868802	Prob(F-statistic)	0.000000

即

$$\begin{aligned} \text{GDP} &= -413.\ 5196197 \ + \ 1.\ 100051492*\text{INV} \ + \ 4.\ 828217899*\text{GCE} \\ & (476.\ 1544) & (0.\ 356854) & (1.\ 216720) \\ & (-0.\ 868457) & (3.\ 082640) & (3.\ 968226) \end{aligned}$$

R2=0.998032 Adjusted R-squared=0.997814 F=4564.607 DW=0.868802 上述结果表明第一阶段的拟合状态良好。

2、为了求得内生解释变量 GDP 的精确不分,点击 Equation 窗口的 Forecast 按钮, OK,得到预测结果。

在主窗口,点击 Quick——Estimate Equation,输入过度识别方程,此时的内生变量用其精确部分替代:

M2 C GDPF

OK 后, 结果如下:

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statist:	ic Prob.
	t		
С	-6035. 171	1318. 862 -4. 5760 <sup>2</sup>	13 0.0002
GDPF	1. 248089	0. 037639 33. 1593	0.0000
R-squared	0. 983013	Mean dependent var	25275.68
Adjusted R-squared	0. 982119	S.D. dependent var	31554.19
S.E. of regression	4219.380	Akaike info	19.62316

#### criterion

Sum squared resid	3.38E+08	Schwarz criterion	19.72264
Log likelihood	-204. 0431	F-statistic	1099. 527
Durbin-Watson stat	0. 391075	Prob(F-statistic)	0.000000

**说明:**(1)这里主要讨论 TSLS 在 EVIEWS 中的实现,因而没有把注意力放在检验各变量平稳性、因果性以及是否产生伪回归现象上,有兴趣的同学可以进行相应检验;

(2) 当直接进行 OSL 估计货币供应方程时, 结果为:

Variable	Coefficien	Std. Error t-Statistic	Prob.
	t		
С	-6083. 785	1107. 368 -5. 493917	0.0000
GDP	1. 250026	0. 031588 39. 57246	0.0000
R-squared	0. 988012	Mean dependent var	25275. 68
Adjusted R-squared	0. 987382	S.D. dependent var	31554. 19
S.E. of regression	3544. 542	Akaike info	19. 27460
	(	criterion	
Sum squared resid	2.39E+08	Schwarz criterion	19. 37408
Log likelihood	-200. 3833	F-statistic	1565. 980
Durbin-Watson stat	0. 429772	Prob(F-statistic)	0.000000

与 TSLS 结果比较,可以看出二者回归结果非常接近。因为在 TSLS 的第一阶段回归结果中, R2=0.998032 已经非常高,是的 GDPF 和 GDP 几乎相同,因而在第二阶段回归中用 GDPF 或 GDP 作为解释变量结果不会有太大差异。

但是,在实证分析中,并不能保证都是上述情况,当第一阶段中 R2 不是非常大时,情况就会不同。

提示: 对于过度识别方程, 在没有检验 TSLS 的第二阶段结果之前不宜接受 OLS 的回归结果。

#### EVIEWS 在计量经济学教学过程中的演示示例(八)

#### 目的: 1、正确使用 EVIEWS

- 2、对联立方程模型能进行析和计算,会使用两阶段最小二乘法法
- 3、数据为 demo data8

下面给出 Klein 于 1950 年建立的旨在分析美国在两次世界大战之间的经济发展的小型 宏观计量经济学模型:

消费: 
$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi_t + \alpha_2 \Pi_{t-1} + \alpha_3 (W_{pt} + W_{Gt}) + \mu_{1t}$$
投资:  $I_t = \beta_0 + \beta_1 \Pi_t + \beta_2 \Pi_{t-1} + \beta_3 K_{t-1} + \mu_{2t}$ 
工资:  $W_{pt} = \gamma_0 + \gamma_1 (Y_t + T_t - W_{Gt}) + \gamma_2 (Y_{t-1} + T_{t-1} - W_{Gt-1}) + \gamma_3 t + \mu_{3t}$ 
收入:  $Y_t = C_t + I_t + G_t - T_t$ 

利润: 
$$\Pi_t = Y_t - W_{pt} - W_{Gt}$$

资本存量: 
$$K_t = I_t + K_{t-1}$$

其中, $Y, C, I, WP, WG, \Pi, K, G, T, t$  分别表示收入、消费、投资、私人工资、政府工资、利润、年末资本存量、政府支出、税收与时间。

- (1) 指出该模型的内生变量、外生变量与先决变量;
- (2) 对模型进行识别;
- (3) 利用下表给出的数据,对模型进行 OLS 估计,然后估计模型中出现的内生解释变量的简化式,并以此为基础进行 TSLS 估计。

obs	CT	П	WP	Ι	$K_{\text{T-1}}$	Y	WG	G	T
1920	39. 80000	12. 70000	28. 80000	2. 700000	180. 1000	44. 90000	2. 200000	2. 400000	3. 400000
1921	41. 90000	12. 40000	25. 50000	-0. 200000	182. 8000	45. 60000	2. 700000	3. 900000	7. 700000
1922	45. 00000	16. 90000	29. 30000	1. 900000	182. 6000	50. 10000	2. 900000	3. 200000	3. 900000
1923	49. 20000	18. 40000	34. 10000	5. 200000	184. 5000	57. 20000	2. 900000	2. 800000	4. 700000
1924	50. 60000	19. 40000	33. 90000	3. 000000	189. 7000	57. 10000	3. 100000	3. 500000	3. 800000
1925	52. 60000	20. 10000	35. 40000	5. 100000	192. 7000	61. 00000	3. 200000	3. 300000	5. 500000
1926	55. 10000	19. 60000	37. 40000	5. 600000	197. 8000	64. 00000	3. 300000	3. 300000	7. 000000
1927	56. 20000	19. 80000	37. 90000	4. 200000	203. 4000	64. 40000	3.600000	4. 000000	6. 700000
1928	57. 30000	21. 10000	39. 20000	3. 000000	207. 6000	64. 50000	3. 700000	4. 200000	4. 200000
1929	57. 80000	21. 70000	41. 30000	5. 100000	210. 6000	67. 00000	4. 000000	4. 100000	4. 000000
1930	55. 00000	15. 60000	37. 90000	1. 000000	215. 7000	61. 20000	4. 200000	5. 200000	7. 700000
1931	50. 90000	11. 40000	34. 50000	-3. 400000	216. 7000	53. 40000	4. 800000	5. 900000	7. 500000
1932	45. 60000	7. 000000	29. 00000	-6. 200000	213. 3000	44. 30000	5. 300000	4. 900000	8. 300000
1933	46. 50000	11. 20000	28. 50000	-5. 100000	207. 1000	45. 10000	5. 600000	3. 700000	5. 400000
1934	48.70000	12. 30000	30.60000	-3. 000000	202. 0000	49. 70000	6. 000000	4. 000000	6. 800000
1935	51. 30000	14. 00000	33. 20000	-1. 300000	199. 0000	54. 40000	6. 100000	4. 400000	7. 200000

 1936
 57. 70000
 17. 60000
 36. 80000
 2. 100000
 197. 7000
 62. 70000
 7. 400000
 2. 900000
 8. 300000

 1937
 58. 70000
 17. 30000
 41. 00000
 2. 000000
 199. 8000
 65. 00000
 6. 700000
 4. 300000
 6. 700000

 1938
 57. 50000
 15. 30000
 38. 20000
 -1. 900000
 201. 8000
 60. 90000
 7. 700000
 5. 300000
 7. 400000

 1939
 61. 60000
 19. 00000
 41. 60000
 1. 300000
 199. 9000
 69. 50000
 7. 800000
 6. 600000
 8. 900000

 1940
 65. 00000
 21. 10000
 45. 00000
 3. 300000
 201. 2000
 75. 70000
 8. 000000
 7. 400000
 9. 600000

 1941
 69. 70000
 23. 50000
 53. 30000
 4. 900000
 204. 5000
 88. 40000
 8. 500000
 13. 80000
 11. 60000

#### 解:

(1) 从单个变量看,内生变量分别为: 收入 Y, 消费 C、投资 I、私人工资 WP、利润  $\Pi$  、资本存量 K;

外生变量分别为: 政府工资 WG、政府支出 G、税收 T 与时间 t;

先决变量分别为:  $Y_{t-1}$ ,  $\Pi_{t-1}$ ,  $K_{t-1}$ ,  $W_G$ , G, T, t,  $W_{G_{t-1}}$ ,  $T_{t-1}$ . 由于模型中有两个组合变量:  $W_{Pt}+W_G$  与  $Y_t+T_t-W_{G_t}$ , 它们都是内生变量与外生变量的组合,因此 在模型中也是内生变量。但  $Y_{t-1}+T_{t-1}-W_{G_{t-1}}$ 也是先决变量。

(2) 结构参数矩阵包括了 16 个变量, 其中 6 个为内生变量, 9 个为先决变量和一个常数项:

$$C_{t}, I_{t}, W_{pt}, Y_{t}, \Pi_{t}, K_{t}, Y_{t-1}, \Pi_{t-1}, K_{t-1}, W_{Gt-1}, T_{t-1}, W_{Gt}, G_{t}, T_{t}, t$$
,常数项

对于消费方程,其中未包含的变量在其他方程中对应系数所组成的矩阵为:

$$\begin{split} I_t & Y_t & K_t & K_{t-1} & W_{Gt-1} & G_t & T_t & T_{t-1} & Y_{t-1} & t \\ \\ (B_0\Gamma_0) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -\beta_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -\gamma_1 & 0 & 0 & \gamma_2 & 0 & -\gamma_1 & -\gamma_1 & -\gamma_1 & -\gamma_1 \\ -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{split}$$

可知该矩阵的秩为 5,与整个模型系统的内生变量 g-1=5 相等,从而该方程可以识别;又 k-ki=10-3=7>gi-1=3-1=2,所以消费方程为过度识别。

对于投资方程,其中未包含的变量在其他方程中对应系数所组成的矩阵为:

$$C_t \quad W_{pt} \quad Y_t \quad K_t \quad W_{Gt-1} \quad W_{Gt} \quad G_t \quad T_t \quad T_{t-1} \quad Y_{t-1} \quad t$$
 
$$(B_0\Gamma_0) = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_3 & 0 & 0 & 0 & -\alpha_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\gamma_1 & 0 & \gamma_2 & \gamma_1 & 0 & -\gamma_1 & -\gamma_2 & -\gamma_2 & -\gamma_3 \\ -1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

可知该矩阵的秩为 5,与整个模型系统的内生变量 g-1=5 相等,从而该方程可以识别;又 k-ki=10-3=7>gi-1=2-1=1,所以投资方程为过度识别。

对于工资方程,其中未包含的变量在其他方程中对应系数所组成的矩阵为:

$$C_t \quad I_t \quad \Pi_t \quad K_t \quad \Pi_{t-1} \quad K_{t-1} \quad G_{t-1}$$
 
$$(B_0 \Gamma_0) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -\alpha_1 & 0 & -\alpha_2 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -\beta_1 & 0 & -\beta_2 & -\beta_3 & 0 \\ -1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 1 & 0 & -1 & 0 \end{bmatrix}$$

可知该矩阵的秩为 5,与整个模型系统的内生变量 g-1=5 相等,从而该方程可以识别;又 k-k i=10-7=3 j i-1=2-1=1,所以工资方程为过度识别。

其他方程不需要识别。整个联立方程是可以识别的。

(3) 消费、投资、工资方程的 OLS 估计结果如下:

#### 消费

Dependent Variable: CT Method: Least Squares

Date: 10/28/05 Time: 23:20 Sample(adjusted): 1921 1941

Included observations: 21 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
С	16. 23660	1. 302698	12. 46382	0.0000
PI	0.192934	0.091210	2. 115273	0.0495
PI (-1)	0.089885	0.090648	0.991582	0.3353
WP+WG	0.796219	0. 039944	19. 93342	0.0000
R-squared	0. 981008	1008 Mean dependent var		53. 99524
Adjusted R-squared	0.977657	S.D. dep	endent var	6.860866
S.E. of regression	1. 025540	Akaike i	nfo	3. 057959
		criterion		
Sum squared resid	17.87945	Schwarz	criterion	3. 256916
Log likelihood	-28. 10857	F-statis	stic	292. 7076
Durbin-Watson stat	1. 367474	Prob(F-s	statistic)	0.000000

#### 投资

Dependent Variable: I Method: Least Squares

Date: 10/28/05 Time: 23:22 Sample(adjusted): 1921 1941

Included observations: 21 after adjusting endpoints

Variable Coefficien Std. Error t-Statistic Prob.

Durbin-Watson stat	1.810184	Prob(F-statistic)	0.000000
Log likelihood	-27. 77641	F-statistic	76. 87537
Sum squared resid	17. 32270	Schwarz criterion	3. 225281
	CI	riterion	
S.E. of regression	1.009447	Akaike info	3.026325
Adjusted R-squared	0. 919233	S.D. dependent var	3. 551948
R-squared	0. 931348	Mean dependent var	1. 266667
KT	-0. 111795	0. 026728 -4. 182749	0.0006
PI (-1)	0.333039	0. 100859 3. 302015	0.0042
PI	0.479636	0. 097115 4. 938864	0.0001
C	10. 12579	5. 465547 1. 852658	0.0814

#### 工资

Dependent Variable: WP Method: Least Squares

Date: 10/28/05 Time: 23:27 Sample(adjusted): 1921 1941

Included observations: 21 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
С	-1.219803	2. 594698	-0. 470114	0.6442
Y+T-WG	0.465920	0.068718	6. 780182	0.0000
Y(-1)+T(-1)-WG(-1)	0. 151552	0.077766	1. 948827	0.0680
TT	-0.031620	0. 215348	-0. 146830	0.8850
R-squared	0. 939443	Mean dep	Mean dependent var	
Adjusted R-squared	0.928756	S.D. depe	endent var	6.304401
S.E. of regression	1.682744	Akaike i	nfo	4.048371
		criterion		
Sum squared resid	48. 13764	Schwarz	Schwarz criterion	
Log likelihood	-38. 50790	F-statis	87. 90849	
Durbin-Watson stat	0.816530	Prob(F-s	tatistic)	0.000000

估计模型中出现的内生解释变量的简化式,即估计所有内生解释变量关于所有先决变量的函数。

模型中出现的内生解释变量为利润 PI, 私人工资与政府工资的组合 WP+WG, 国民收入组合 Y+T-WG, 这时, 先决变量可看成 P(-1), KT, T, t, 以及组合性先决变量 Y(-1)+T(-1)-WG(-1)。上述三个内生解释变量与这里指出的先决变量的 0LS 回归估计结果如下:

Dependent Variable: PI Method: Least Squares

Date: 10/28/05 Time: 23:44 Sample(adjusted): 1921 1941

Included observations: 21 after adjusting endpoints

Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
С	37. 67528	11. 39995	3. 304863	0.0042
PI (-1)	0.500961	0. 254405	1. 969150	0.0655
KT	-0. 208531	0.067921	-3. 070193	0.0069
Y (−1) +T (−1) −WG (−1)	0. 215183	0. 130931	1. 643483	0.1186
R-squared	0.738262	Mean dep	endent var	16.89048
Adjusted R-squared	0.692073	S.D. dep	endent var	4. 220178
S.E. of regression	2. 341825	Akaike i	nfo	4.709381
	(	criterion		
Sum squared resid	93. 23046	23046 Schwarz criterion		4.908338
Log likelihood	-45. 44851	F-statis	F-statistic	
Durbin-Watson stat	1. 671408	Prob(F-s	tatistic)	0.000034

# 第五部分 综合练习

# 计量经济学综合练习一

下表是我国 1978-1997 年的财政收入 Y 和国民生产总值 X 的数据资料, 试根据资料完成下列问题:

- 1、建立财政收入对国民生产总值的一元线性回归方程,并解释斜率系数的经济意义;
- 2、对所建立的 回归方程进行检验;
- 3、 若 1998 年国民生产总值为 78017. 8 亿元,求 1998 年财政收入预测值及预测区间 (  $\alpha = 0.05$  )。

obs	X	Y
1978	3624. 100	1132. 260
1979	4038. 200	1146. 380
1980	4517.800	1159. 930
1981	4860.300	1175. 790
1982	5301.800	1212. 330
1983	5957. 400	1366. 950
1984	7206. 700	1642.860
1985	8989. 100	2004. 820
1986	10201.40	2122. 010
1987	11954.50	2199. 350
1988	14922.30	2357. 240
1989	16917.80	2664. 900
1990	18598.40	2937. 100

1991	21662.50	3149.480
1992	26651.90	3483. 370
1993	34560.50	4348. 950
1994	46670.00	5218. 100
1995	57494.90	6242. 200
1996	66850.50	7407.990
1997	73452.50	8651.140

# 计量经济学综合练习二

下表给出某国铜工业的有关数据。

obs	CT	G	Ι	L	Н	A
1951	21.89000	330. 2000	45. 10000	220. 4000	1491.000	19.00000
1952	22. 29000	347. 2000	50.90000	259. 5000	1504.000	19.41000
1953	19.63000	366. 1000	53. 30000	256. 3000	1438.000	20. 9300
1954	22.85000	366.3000	53.60000	249. 3000	1551.000	21.78000
1955	33.77000	399.3000	54.60000	352.3000	1646.000	23.68000
1956	39. 18000	420.7000	61. 10000	329. 1000	1349.000	26.01000
1957	30. 58000	442.0000	61.90000	219.6000	1224.000	27. 52000
1958	26. 30000	447.0000	57. 90000	234.8000	1382.000	26.89000
1959	30.70000	483.0000	64.80000	237. 4000	1553.700	26.85000
1960	32. 10000	506.0000	66. 20000	245.8000	1296. 100	27. 23000
1961	30.00000	523.3000	66.70000	229. 2000	1365.000	25. 46000
1962	30.80000	563.8000	72. 20000	233. 9000	1492.500	23.88000
1963	30.80000	594.7000	76. 50000	234. 2000	1634.900	22.62000
1964	32.60000	635.7000	81.70000	347.0000	1561.000	23. 72000
1965	35. 40000	688. 1000	89.80000	468. 1000	1509.700	24. 50000
1966	36.60000	753.0000	97.80000	555.0000	1195.800	24. 50000
1967	38.60000	796. 3000	100.0000	418.0000	1321.900	24. 98000
1968	42. 20000	868.5000	106. 3000	525. 2000	1545. 400	25. 58000
1969	47. 90000	935. 5000	111. 1000	620.7000	1499.500	27. 18000
1970	58. 20000	982.4000	107.8000	588.6000	1469.000	28.72000
1971	52.00000	1063.400	109.6000	444. 4000	2084.500	29.00000
1972	51. 20000	1171. 100	119.7000	427.8000	2378.500	26.67000
1973	59. 50000	1306.600	129.8000	727. 1000	2057.500	25. 33000
1974	77. 30000	1412.900	129. 3000	877.6000	1352.500	34.06000
1975	64. 20000	1528.800	117.8000	556.6000	1171.400	39. 79000
1976	69.60000	1700. 100	129.8000	780.6000	1547.600	44. 49000
1977	66.80000	1887. 200	137. 1000	750. 7000	1989.800	51. 23000
1978	66. 50000	2127.600	145. 2000	709.8000	2023.300	54. 42000
1979	98. 30000	2628.800	152. 5000	935. 7000	1759. 200	61.01000
1980	101. 4000	2633. 100	147. 1000	940. 9000	1298.500	70.87000

1、根据这些数据,估计以下回归模型:

$$\ln C_t = \alpha + \beta_1 \ln I_t + \beta_2 \ln L_t + \beta_3 \ln H_t + \beta_4 \ln A_t + \mu_t$$

### 并解释所得结果;

其中, CT 为 12 个月的平均国内铜价(每磅美分)

- G国民总产值(10亿美元)
- I 为 12 个月的平均工业生产指数
- L为12个月的平均伦敦金属交易所铜价(20英镑)
- H 为每年新房动工数(千单位)
- A 为 12 个月的平均铝价(每磅美分)
- 2、求出上述回归的残差,你能对这些残差中是否有自回归做些什么解释?
- 3、求 DW 统计量, 并对数据中可能出现的自相关性质做出评价;
- 4、试用广义差分回归估计方法修正自相关;
- 5、试用 Cochrane-Orcutt 迭代法估计模型;
- 6、对4、5所用方法作出评价。

# 综合练习三 (关于异方差性)

# 习题集P42页第7题。

# 综合练习四(关于多重共线性)

习题集 P60 页第3题。