

实验室教学项目表

课程名称： 计量经济学

实验类别： 专业

序号	实验名称	内 容 提 要	学时	面向专业	实验要求	实验类别	每组人数
1	实验一：掌握 Eviews 软件基本操作初步及一元回归分析与检验推断	熟练 Eviews 软件的基本操作方法，一元回归估计、T-检验、拟合优度检验，F-检验，预测。	2	全校经济管理类各本科专业	必修	专业	1-2人
2	实验二：多元回归分析与检验推断；多重共线性检验及弥补；	重点为逐步回归分析，多重共线性的综合检验。	2				
3	实验三：自相关性与异方差性	自相关性重点为 DW 检验、图示法检验；CORC 法和 GLS 思想初步；异方差性重点为综合判断法、ARCH 法、White 法；加权最小二乘法。	2				
4	实验四：分布滞后与自回归分析	有限分布滞后的 Almon 法，无限分布滞后的 koyck 法、自适应法、局部调整法；H-检验。	2				
5	实验五：时间序列	单位根检验、协整分析、误差校正模型	2				
6	实验六：联立方程组	突出方程识别，TSLS 法	2				
7	自选实验一：模型设定与测量误差	变量设定误差检验（包括 DW 检验、LM 检验）	自定				
8	自选实验二	结合课程论文，自拟上机内容（不低于 10 学时上机）。					

目 录

第一部分 EViews基本操作	0
第一章 预备知识	0
第二章 EViews的本操作	16
第二部分 上机实验	22
实验一	22
实验二	31
实验三	39
实验四	51
实验五	60
实验六	64
实验七	67

第一部分 EViews 基本操作

第一章 预备知识

一、什么是 EViews

EViews (Econometric Views)软件是 QMS (Quantitative Micro Software) 公司开发的、基于 Windows 平台下的应用软件,其前身是 DOS 操作系统下的 TSP 软件。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。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。

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,是专门从事数据分析、回归分析和预测的工具,在科学数据分析与评价、金融分析、经济预测、销售预测和成本分析等领域应用非常广泛。

应用领域

- | | |
|--------------|--------------|
| ■ 应用经济计量学 | ■ 总体经济的研究和预测 |
| ■ 销售预测 | ■ 财务分析 |
| ■ 成本分析和预测 | ■ 蒙特卡罗模拟 |
| ■ 经济模型的估计和仿真 | ■ 利率与外汇预测 |

EViews 引入了流行的对象概念,操作灵活简便,可采用多种操作方式进行各种计量分析和统计分析,数据管理简单方便。其主要功能有:

- (1) 采用统一的方式管理数据,通过对象、视图和过程实现对数据的各种操作;
- (2) 输入、扩展和修改时间序列数据或截面数据,依据已有序列按任意复杂的公式生成新的序列;
- (3) 计算描述统计量:相关系数、协方差、自相关系数、互相关系数和直方图;
- (4) 进行 T 检验、方差分析、协整检验、Granger 因果检验;
- (5) 执行普通最小二乘法、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、非线性最小二乘法、广义矩估计法、ARCH 模型估计法等;
- (6) 对选择模型进行 Probit、Logit 和 Gompit 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) 多项式分布滞后模型的估计;
- (10) 回归方程的预测;
- (11) 模型的求解和模拟;
- (12) 数据库管理;
- (13) 与外部软件进行数据交换

EViews 可用于回归分析与预测(regression and forecasting)、时间序列(Time Series)以及横截面数据(cross-sectional data)分析。与其他统计软件(如 EXCEL、SAS、SPSS)相比, EViews 功能优势是回归分析与预测,其功能框架见表 1.1.1。

本手册以 EViews5.1 版本为蓝本介绍该软件的使用。

表 1.1.1 EViews 功能框架

Descriptive statistics 描述统计	Histogram and Statistics View of a Single Series Multiple Series 一个变量或多个变量的统计与图形 主要有：图形包括线型图、条形图、多种散点图等；指标有均值、方差、偏度（Skewness）、峰度(Kurtosis)、Jarque-Bera Statistic（雅克-贝拉统计量）
	Correlogram View（相关分析） 主要有： Autocorrelations （自相关）、 Partial Autocorrelations （偏自相关）、 Cross Correlation （交叉相关）、 Q-Statistics （Q 统计量）等
Regression 回归	Standard Regression Output 标准回归输出 Regression Coefficients （回归系数） t-Statistics （T 统计量） R^2 （判定系数）
	Actual and Fitted Values and Residuals 实际值、拟合值、残差 Actual Values （实际值）、 Fitted Values （拟合值）、 Residuals （残差）
	Collinearity （共线性）、 Heteroskedasticity （异方差性）、 Weighted Least Squares （加权最小二乘法）、 Two-Stage Least Squares （二段最小二乘法）、 Polynomial Distributed Lags （多项式分布滞后）、 Nonlinear Least Squares （非线性最小二乘法）、 Logit and Probit Models （对数概率单位模型）、 Granger Causality （葛兰杰因果检验）、 Forecast Variances （预测方差）、 Exponential Smoothing （指数平滑）等
Serial Correlation 序列相关	Durbin-Watson Statistic （德宾-沃森统计量）
	ARIMA Models （自回归求积移动平均模型）
	Unit Root Tests （单位根检验）
	Estimation of Difference Models （差分模型的估计）
	Two-Stage Least Squares With Serial Correlation （有自相关的二段最小二乘
Systems 系统方法	System Estimation （系统估计法）
	Vector Autoregression （VAR 向量自回归）
	Vector Error Correction Models and Cointegration Tests （向量误差校正模型与协整检验）等
Specification and Diagnostic Tests 模型设定与诊断检验	Test on Coefficient （对系数的检验） Wald Test of Coefficient Restriction （Wald 检验） Omitted Variable （遗漏变量的检验） Redundant Variable （冗余的检验）等
	Tests on Residuals （对残差的检验） Histogram and Normality Test （相关图与正态性检验）、 Series Correlation LM Test （拉格朗日乘数检验）、 White Heteroskedasticity Test （怀特检验）等
	Specification and Stability Tests （模型设定与稳定性检验）如 Chow's Breakpoint Test （邹氏检验） Ramsey's RESET Test （拉姆齐 RESET 检验）
	Recursive Least Squares （递归最小二乘）

二、EViews 安装

打开 EViews5.1 文件所在文件夹，点击 Setup 安装，安装过程与其他软件安装类似。安装完毕后，电脑桌面和文件安装位置都有 EViews5 图标。双击 EViews5 图标即可启动该软件，如下图（图 1.1.1）。



图 1.1.1

三、EViews 工作特点

（一） EViews 软件的具体操作是在 Workfile 中进行。如果想用 EViews 进行某项具体的操作，必须先新建一个 Workfile 或打开一个已经存在硬盘（或软盘）上的 Workfile，然后才能够定义变量、输入数据、建造模型等操作；

（二） EViews 处理的对象及运行结果都称之为 Object（对象），如序列（Series）、方程(Equation)、如表格（Spreadsheet）、图（Graph）、描述统计（Descriptive Statistics）、模型（Models）、系数（Coefficients）等 Object，可以用不同形式查看（View）Object，比如表格（Spreadsheet）、图（Graph）、描述统计（Descriptive Statistics）等，但这些查看（View）结果不是独立的 Object，他们随原变量序列的改变而改变。如果想将某个查看（View）结果转换成一个独立的 Object，可使用 Freeze 命令将该结果“冻结”，从而形成一个独立的 Object，然后可对其进行编辑或存储。

（三） EViews 中建立的 Object 的命名不区分大小写，其中 c、resid 为参数向量和残差序列两 Object 的专用名称，不能用来对其他对象命名。

四、一个示例

在这里，我们通过一个简单的回归分析例子来显示一个 EViews 过程，不对 EViews 的详细功能展开讨论，目的是使读者先对 EViews 有个概括了解。该例子是四川省人均可支配收入与人均年消费支出的数量关系分析（数据见下表 1.1.2），共分九步。

表 1.1.2

年份	人均年消费支出 Y	人均可支配收入 X
1978	314	338
1979	340	369
1980	364	391
1981	396	412
1982	407	445

1983	457	493
1984	517	581
1985	680	695
1986	787	849
1987	889	948
1988	1086	1130
1989	1184	1349
1990	1281	1490
1991	1488	1691
1992	1651	1989
1993	2034	2408
1994	2806	3297
1995	3429	4003
1996	3733	4406
1997	4093	4763
1998	4383	5127

设定模型为 $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$

STEP1 启动程序。

双击桌面上 EViews 快捷图标，打开 EViews（参见在图 1.1.1）。

STEP2 建立 Workfile。

点击 EViews 主窗口顶部命令菜单 file/new/Workfile (如图 1.1.2)，弹出 Workfile Create 对话框（图 1.1.3）。在右边 frequency 下拉菜单中可选数据类型，Annual 为默认的数据类型。因为这次数据是年度时间序列数据（1978 年～1998 年的年度数据），故不需做调整（若是别的数据类型则需另选相应选项）。在 Start 和 End 的文本框中分别输入 1978 和 1998，在右下角文本框中输入新建的这个 Workfile 的名字，例如 shili。点击 OK，出现图 1.1.4 画面，Workfile 建立完毕。

此时可以看到 Workfile 中有两个默认的对象，名称分别为 c、resid，分别为参数估计值向量和残差序列。在没做回归估计之前，向量 c 的每个元素的值都为 0，残差序列的每个值为 NA，表示还没有赋值。以后每做一次回归估计，c 和 resid 就会被重新赋值（被分别赋予最新回归估计的参数估计值向量和残差序列）。

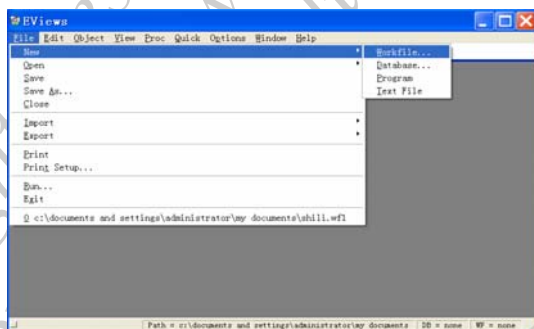


图 1.1.2

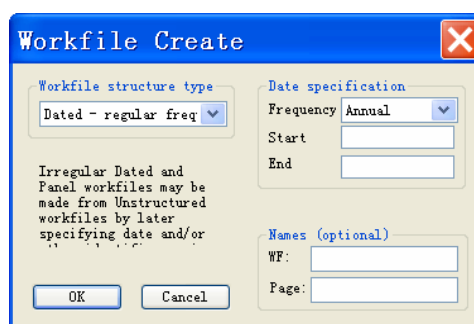


图 1.1.3

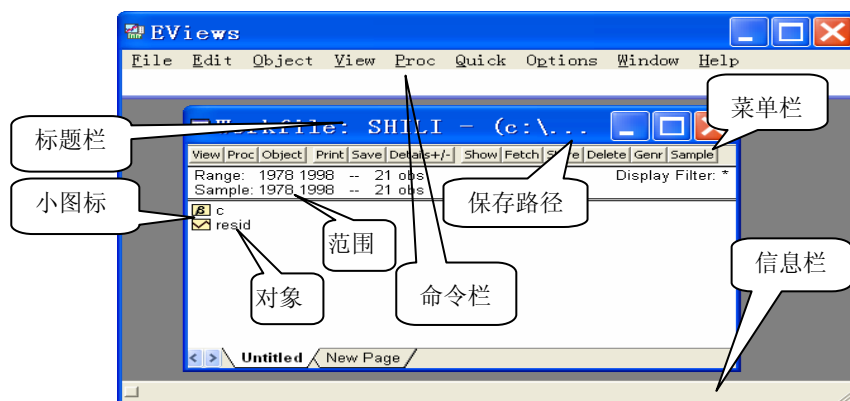


图 1.1.4

STEP3 新建 Object，用以录入数据。

方法一：新建 Group 对象（如 g1）。

点击 EViews 主窗口顶部菜单命令 Object\new Object 或者 Workfile 上面的菜单命令 Object，弹出 New Object 对话框（图 1.1.5），在 Type of Object 中选择 Group 类型，然后在右边文本框中为新建的 group 对象（Object）命名，比如为 g1，然后点击 OK，弹出一个表格形式的 Group 对话框（图 1.1.6），同时在 Workfile 中出现了新建的这个 group 对象 g1。在 g1 对话框的 obs 栏可输入多个序列对象名并在表格中录入这些数据。

方法二：新建序列对象（如 Y、X）

建立序列对象方法同方法一，不同之处仅在于选择对象类型时，不是选 group，而是选 Series。序列对象建立后，可以直接在序列对象中录入数据。



图 1.1.5

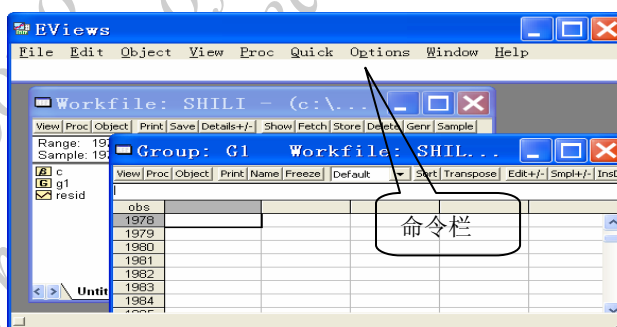


图 1.1.6

STEP4 录入数据。

对应上 step3 中方法一：在 group 对象（g1）表格中录入数据

（1）将图 1.1.6 表格右端的滑块拖到顶端，这时看到表格左侧出现两个 obs。

（2）建立序列对象 Y：点击 g1 表格中第一列顶部的灰色条（第一个 obs 右侧），该列全部变蓝（图 1.1.7），输入变量名 Y，回车，出现图 1.1.8 所示的对话框，点 OK 即可。如此便建立了序列 Y（这时可在 Workfile 中发现多了一个序列 Y），不过此时还没有给序列对象 Y 赋值（即录入数据），序列 Y 中每个年度的值现在都为 NA（图 1.1.9）。

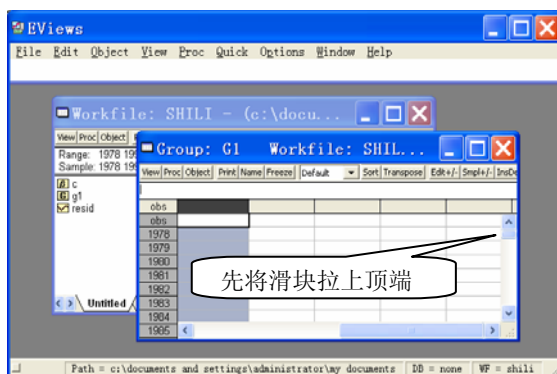


图 1.1.7

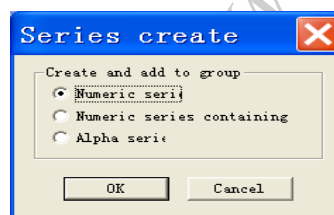


图 1.1.8

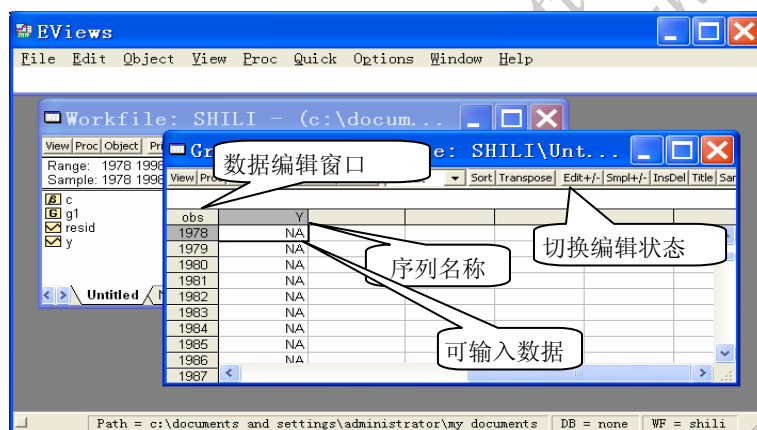


图 1.1.9

(3) 录入数据：在 g1 数据表格中 Y 所在列录入序列 Y 的各年观测值。仿上可在 g1 第二列建立序列 X（人均可支配收入），并录入各年人均可支配收入 X。这样便在 g1 中定义了两个序列对象（Y、X）并录入了数据，结果如图 1.1.10。

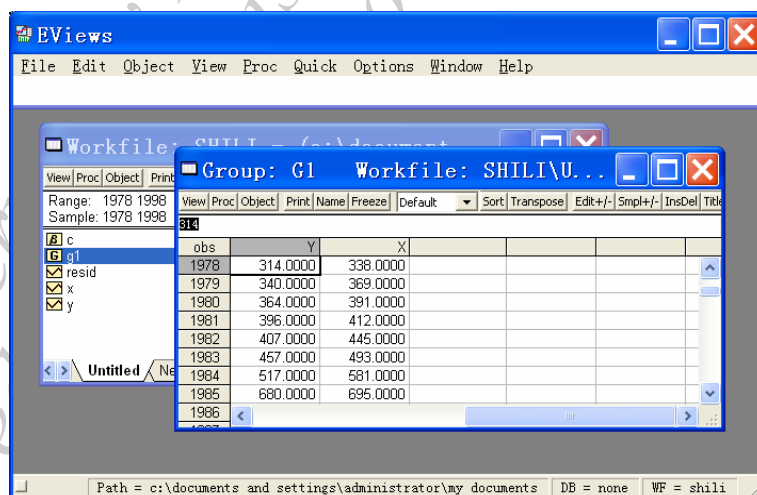


图 1.1.10

对应上 step3 中方法二：直接生成序列对象（Y、X）并直接在其中录入数据。

双击 Workfile 中序列对象 Y，点击序列对象 Y 的数据表上菜单命令 edit +-, 将编辑状态切换为“可编辑”，然后在其单元格中录入数据。同样办法，录入序列 X 的数据。

注意，无论是在 g1 中，还是在 Y、X 中录入数据，在录入之后，最好再次点击数据表

上菜单命令 edit +\-, 把编辑状态切换回“不可编辑”。

STEP5 查看对象 (View)。

使用 g1 对话框命令菜单 view 可以用多种形式查看数据和对数据做一些统计、检验等。下面举例用线性图查看 X 和 Y 的数据：双击打开 g1 表格形式，点击 g1 表格上菜单命令 View\Graph，出现一个下拉菜单，选择 line（图 1.1.11）。点击，line 即可看见序列 X、Y 的线性图（图 1.1.12）。

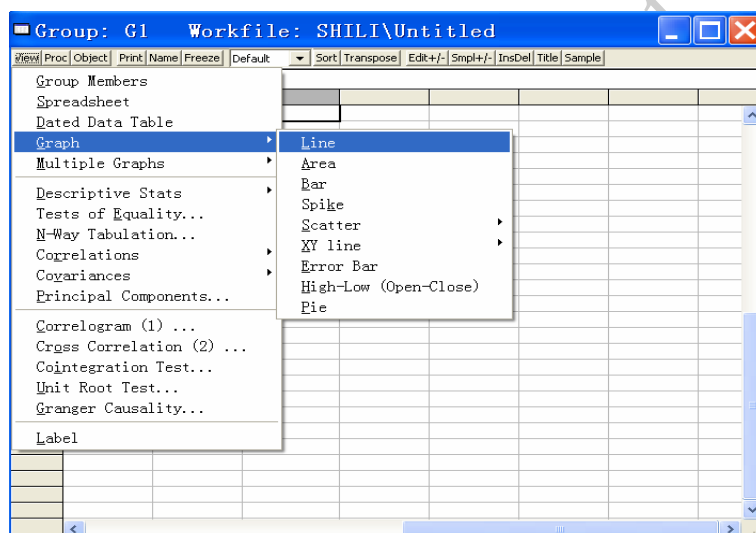


图 1.1.11

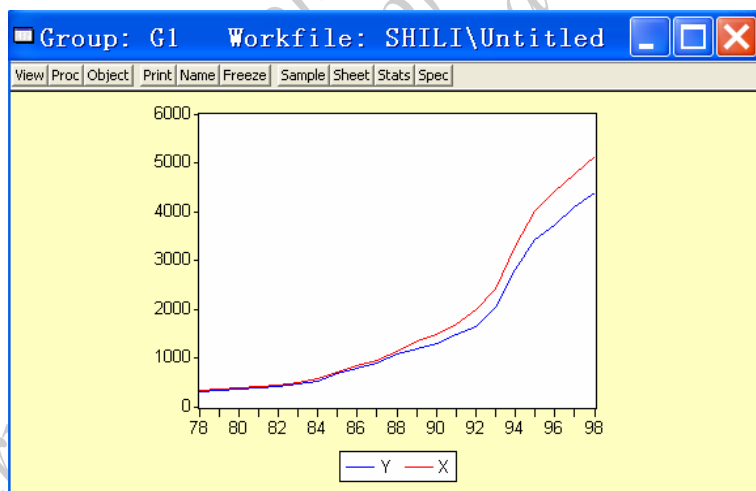


图 1.1.12

STEP6 保存对象查看的结果。

前面提到，这些查看结果不是独立的对象，只是原对象的另外一种展现形式而已。若需保存这个展现形式，可以用 freeze 命令把它“冻结”起来。点击图 1.1.12 中菜单命令 Freeze，弹出 X 和 Y 的图形对象，如图 1.1.13 所示。点图形对象 UNTILED 顶部菜单命令 Name，会弹出一个命名的对话框，在框中给该图形命名（默认为 Graph01，也可取别的名字），点 OK，就将新对象命名且保存在 Workfile 中（在 Workfile 中可以看到新出现了一个图形对象 graph01）。图 1.1.13 与图 1.1.12 不同在于，图 1.1.13 是一个 Graph 类型的 Object，该线性图不随 Y、X 数据变化而变化，是独立的，可以对其进行编辑；而图 1.1.12 是 Group 类型的 Object，仅仅是 Y、X 数据的一种图形查看形式，它随着 Y、X 数据变化而变化。

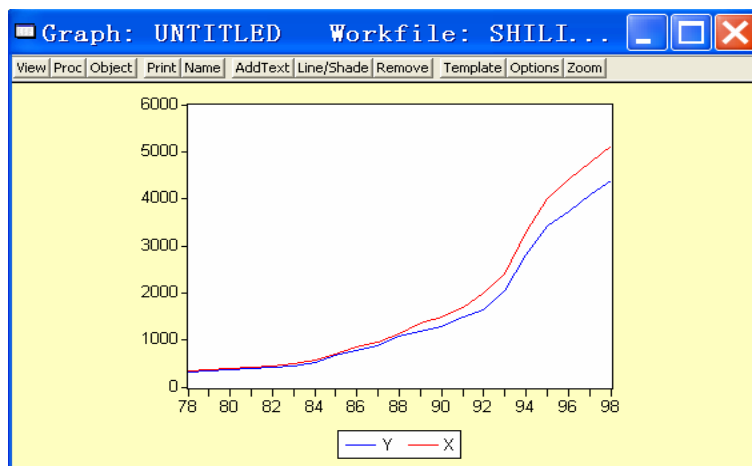


图 1.1.13

STEP7: 最小二乘回归分析。

点击 EViews 主窗口上菜单命令的 Quick\Estimate Equation，弹出 Equation Specification 对话框（图 1.1.14），在 Equation specification 下的空框中输入 Y C X（注意被解释变量要放到第一个位置，变量用空格隔开。除 c 外，其他变量须为序列对象，变量均不带下标），点击“确定”，得到 Y 对 X 回归模型估计结果（图 1.1.15）。该模型说明人均可支配收入 X 对人均消费支出 Y 具有较强的解释能力。

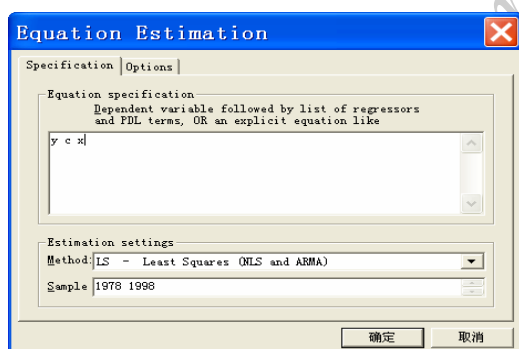


图 1.1.14

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	47.94598	11.70218	4.097183	0.0006
X	0.842313	0.004965	169.6548	0.0000

R-squared	0.999340	Mean dependent var	1539.000
Adjusted R-squared	0.999306	S.D. dependent var	1343.653
S.E. of regression	35.40729	Akaike info criterion	10.06211
Sum squared resid	23819.85	Schwarz criterion	10.16158
Log likelihood	-103.6521	F-statistic	28782.75
Durbin-Watson stat	1.363358	Prob(F-statistic)	0.000000

图 1.1.15

若需要保留回归结果，可直接点击图 1.1.15 顶部菜单命令 Name，在弹出的对话框中键入保存名称（为此 Equation 对象命名），点 OK 即可。

STEP8: 从图形的角度来查看一下模型的拟合情况。点击上 Equation 对话框中顶部菜单命令 View\Actual Fitted Residual\Actual Fitted Residual Graph，Equation 对话框变成如图 1.1.16 形式，图形显示模型的拟合效果很好。

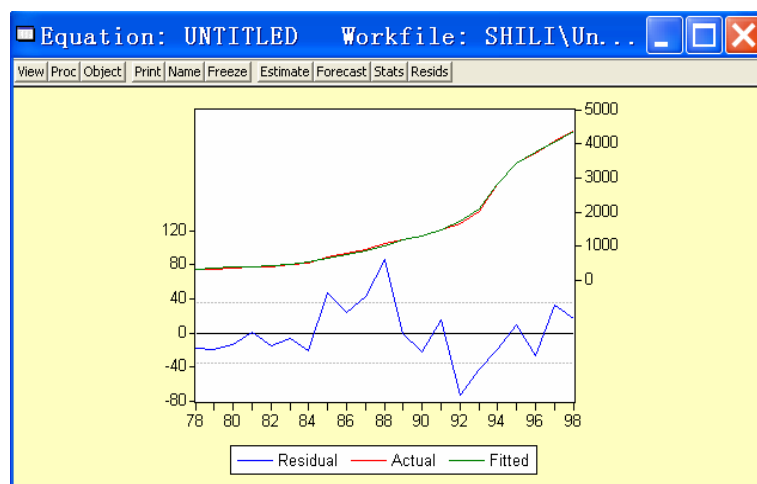


图 1.1.16

STEP9 保存。点击 EViews 主窗口菜单命令：File\save（保存）或者 File\save as（另存），在弹出的对话框中设定保存路径和文件名后，点 save 即可。（最好用英文文件名，以免出错）

第二章 EViews 的基本操作

一、Workfile（工作文件）

Workfile 就象你的一个桌面，上面放有许多 Object，在使用 EViews 时首先应该打开该桌面，如果想永久保留 Workfile 及其中的内容，关机时必须将该 Workfile 存盘，否则会丢失。

（一）创建一个新的 Workfile

打开 EViews 后，点击 File\New\Workfile，弹出一个 Workfile Create 对话框（图 1.2.1）。该对话框是定义 Workfile 的频率等内容。该频率是用于界定样本数据的类型，其中包括时序数据、截面数据、Panel Data 等。选择与所用样本数据相适应的频率。例如，样本数据是年度数据，则选择年度（Annual），相应的 Object 也是年度数据，且 Object 数据范围小于等于 Workfile 的范围。当我们的样本数据为 1978 年至 1998 年的年度数据，则选择的频率为年度数据（Annual），接着再在起始时间（Start date）和终止时间（End date）两项选择项中分别键入 1970、1998，然后点击 OK，就建立了一个时间频率为年度数据的 Workfile（图 1.2.2）。



图 1.2.1

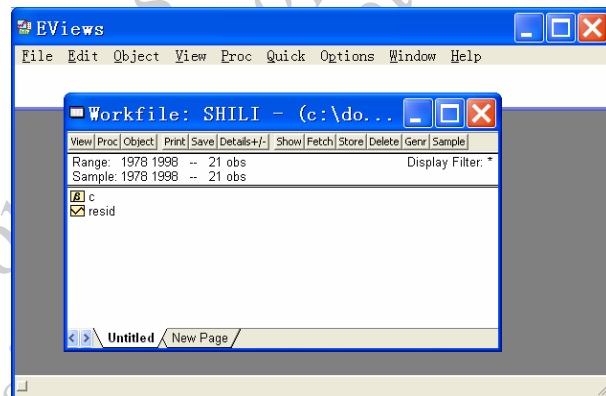


图 1.2.2

其他不同频率的时间序列样本数据的选择方法类似于年度数据的选择方法，对于截面数据，则是在 Workfile Create 对话框左侧 Workfile structure type 栏中选择 Unstructure/Undated 选项，在右侧 Date Range 中填入样本个数。

在 Workfile 窗口顶部，有一些主要的菜单命令，使用这些菜单命令可以查看 Object、改变样本范围（Range）、存取 Object、生成新的 Object 等操作，这些命令和 EViews 主窗口上的菜单命令功能相同。稍后我们会详细介绍其功能。

在新建的 Workfile 中已经默认存在两个 Object，即 c 和 resid。c 是系数向量、resid 是残差序列，当估计完一个模型后，该模型的系数、残差就分别保存在 c 和 resid 中。

Workfile 窗口中主要菜单命令介绍

下面我们以第一章已经建好的包含 X（人均可支配收入）与 Y（人均可支配支出）为例来说明 Workfile 窗口中主要命令的功能（图 1.2.3）。

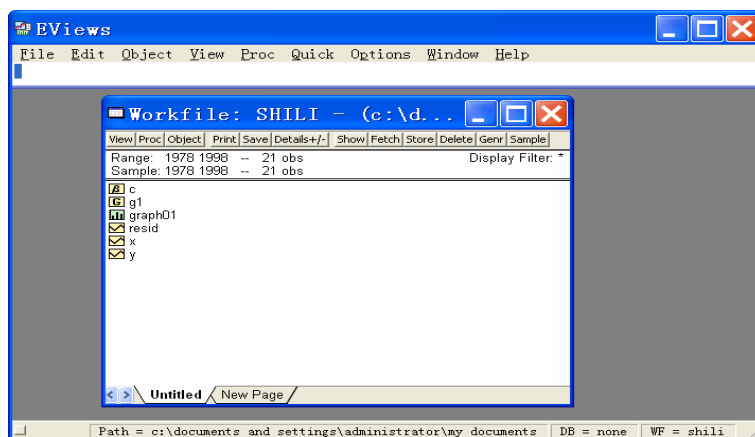


图 1.2.3

View（查看）

该命令与 EViews 主窗口顶部的 View 功能是一样的，功能是显示所选的 Object。例如选定图 1.2.3 中的 X，然后点击 View\Open Selected\One Window，则弹出显示 X 值的窗口。View 的这一功能与双击 X 效果是一样的。

Procs（处理）

Procs 命令包含设置 *sample*（样本）范围和筛选条件来选择样本、*change Workfile Range*（改变工作簿范围）、*import*（导入数据）、*export*（导出数据）等功能。在 Workfile 窗口菜单命令最右端有单独列出 sample 命令。

Sample（样本）的功能

可用于改变样本的范围，但不能超过工作簿范围（Workfile Range）。如果样本范围需要超过工作簿范围，先修改工作簿范围，然后再改变样本范围。

点击 proc/sample\OK，弹出一个对话框（图 1.2.4），默认为@all（全部样本）。若只需要选择 1980~1990 的样本，可在上面空白处键入新的样本范围 1980 至 1990，注意中间要空格，点击 OK，这样样本范围改变了。

Structure\Resize Current Page（改变工作簿范围）功能是改变当前 Workfile 的范围，其操作与样本范围的改变相似。一般是在模型建好后，外推预测时需要改变样本或工作簿范围。

Genr 功能是在现有序列对象（变量）的基础上，生成新的序列对象（变量）。点击 Workfile 窗口顶部的 *Genr*，弹出一个对话框（图 1.2.5），键入要生成的变量公式，例如 $z = x + y$ ，点击 OK，一个新的变量（序列对象）Z 出现在 Workfile 中。

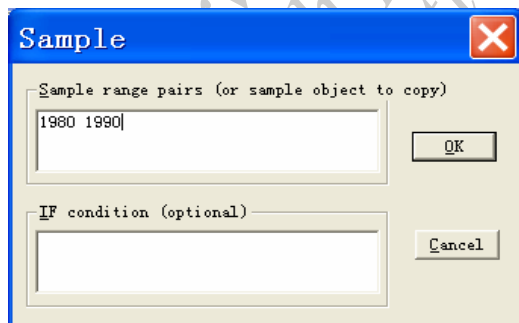


图 1.2.4

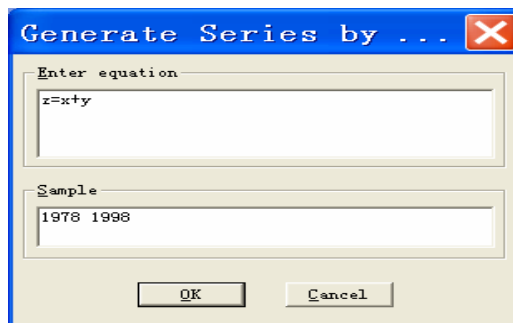


图 1.2.5

Object（对象）

该菜单命令主要是对 Object 进行操作，包括新建对象、新建序列、存取、删除、重新命名、复制等。

点击 Workfile 窗口上菜单命令 **Object**，出现下拉菜单，菜单中包含很多功能，其中一些功能以命令形式出现在 Workfile 窗口顶部，如 **fetch**（取出）、**store**（存储）、**delete**（删除）。

- ① 新建一个 Object 和生成序列（等同前面 Genr），参看前面内容。
- ② **fetch**：取出一个已经存在硬盘或软盘上的 Object。点击 Object\fetch from DB\OK 或直接点击 Workfile 窗口顶部的 **fetch** 命令，然后按其要求给出路径及 Object 名字。
- ③ **store**：将 Workfile 中的 Object 单独存放于硬盘或软盘。
- ④ **delete**：删除 Workfile 中的 Object。操作：点击要删除的 Object，再点击 **delete**。
- ⑤ **copy**：复制一个或多个 Object。

Object 命令菜单部分功能可利用鼠标右键来完成。例如选中 X，然后点击右键，出现一命令菜单来完成对对象的多种操作。例如右键中的 **COPY** 命令可以将该 Workfile 中的 Object 粘贴到其他 Workfile 或 word 文档中。右键功能很方便，建议多使用。

Save（保存）

功能是将当前 Workfile 保存在硬盘或软盘。如果是新建的 Workfile，会弹出一个对话框，需要指明存放的位置及文件名。如果是原有的 Workfile，不会出现对话框，点击 **Save**，作用是随时保存该 Workfile。

建议在使用 EViews 时，应经常点击 **Save** 命令，避免电脑出现故障，而丢失未能保存的内容。这里需要提醒的是，**Save** 与 **Store** 是有区别的。**Save** 命令保存的是整个 Workfile，而 **Store** 存储的是个别 Object。

Label（标签）

显示 Workfile 中所有 Object 的完成时间。

Show：显示所选的 Object。

Fetch、Store、Delete 功能已经包含在 **Object** 菜单命令中，**Genr、Sample** 功能包含在 **Proc** 菜单命令中，前面已经介绍。

（二）打开已经存在的 Workfile

双击 EViews 图标，进入 EViews 主窗口。点击 File\Open\EViews Workfile，弹出对话框，给出要打开的 Workfile 所在路径及文件名，点击 OK，则所需的 Workfile 就被打开。

（三）Workfile 频率的设定

当新建一个 Workfile 时，首先会弹出一个 Workfile Create 对话框（图 1.2.1）。该对话框可定义 Workfile 的频率，Workfile 的频率也就是其中的所有 Object 的频率。各种频率的输入方法如下：

1. **Annual**：直接输入年份如 1998，若是 20 世纪内，则可只输入年份的后两个字，如 98 表示 1998 年。**Semi-Annual**：格式与 **Annual** 一样。
2. **Quarterly**：年份全称或后两个字接冒号，再接季度，如 1992：1，表示 1992 年第一季度。注意冒号后面只能跟 1、2、3、4，分别表示 1、2、3、4 季度。
3. **Monthly**：年份全称或后两个字接冒号，再接月度序号，如 1990：1，99：10。
4. **Daily**：格式为“月：日：年”，如 9：2：2002 表示 2002 年 9 月 2 日。
5. **Weekly**：格式与 **Daily** 相似，也是“月度序号：日期：年份”，但这里的日期是某个星期的某一天，当给定起始日时，系统会自动推算终止日期。

二、Object（对象）

EViews 为 Object 提供了新建、查看（View）、重命名等功能。

（一）创建 Object

在 Workfile 已经打开的前提下，点击 EViews 主窗口顶部的命令 Object\New(或 Workfile 窗口中的 Object\New)弹出一个 New Object 对话框（图 1.2.6）。该对话框显示了 14 个不同的

Object，从中选择所需类型，并左边文本框给其一个名字，点击 OK，一个新 Object 创建并显示在 Workfile 中（参考前面第 3 页的示例）。

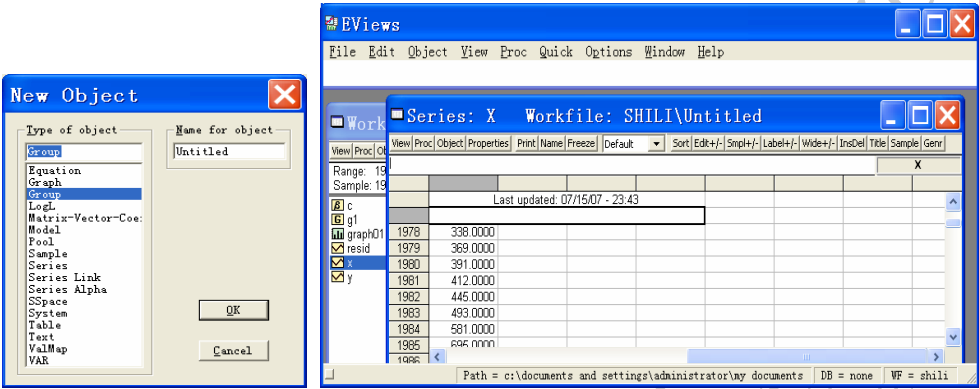


图 1.2.6

图 1.2.7

我们以 Series 和 Graph 两种 Object 为例来说明一般 Object 窗口常用命令的功能。其他形式的 Object 窗口顶部命令操作类似。

(1) Series 窗口

双击变量 X，打开其表格形式查看形式（图 1.2.7）。下面我们自左至右介绍其菜单命令。
View: 我们发现在 EViews 主窗口顶部、Workfile 窗口、Object 窗口中都有该命令，他们的功能类似，都是提供查看功能，但包含具体内容又有差别。EViews 主窗口顶部的 View 命令和 Series 窗口中的 View 命令功能一样。

点击序列 X 表格上的 **View**，出现一个下拉菜单，该菜单命令可对 Object 有不只一个查看形式：Spreadsheet（表格）、Graph（线性图）、Describe Statistics View（描述统计）、Unit Root Test View（单位根检验）等。

例如：点击 View\ Descriptive statistics\ Histogram and Stats，这样序列 X 的表格形式就转换成了描述统计的形式（图 2.8）。然后再点击 View\ spreadsheet\，直方图又变回表格形式（图 1.2.7）。

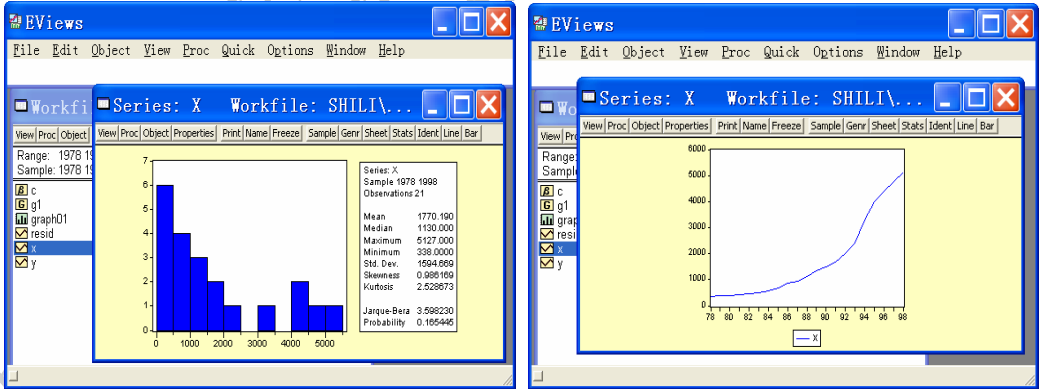


图 1.2.8

图 1.2.9

再点击 View\ Graph\ Line，序列 X 又转换成线性图的形式（图 1.2.9）。因此可以用不同方式浏览序列 X，但读者注意不论是表格形式、还是直方图形式、线性图形式，每个图的最顶部仍然是标明“Series: X Workfile: SHILI\...”，意思是三种形式仍然是 Series 类型的 Object，而不是一个独立的 Object，他们会随着 X 值变化而变化。如何将直方图、线性图等转换成独立的 Object，以单独编辑、存取，见下面 Freeze 命令功能介绍。

对于 View 命令中其他功能的操作类似上述操作。

Procs: 该命令中内含生成变量(generation by equation)、季节调整(seasonal adjustment)、指数平滑(Exponential smoothing)、普雷斯科特过滤(Hodrick-prescott)四种对变量序列 X 调整的方法。生成变量(generation by equation)与 Workfile 中的 generate 功能类似,是在现有变量基础上生成新的变量。建议读者使用 Workfile 中的 generate 功能来生成新变量。季节调整(seasonal adjustment)功能适用于季节数据与月度数据。

Object: 该命令的功能与 Workfile、EViews 主窗口中的 Object 命令功能相似,这里不在详细介绍。

Prin: 打印 X 序列内容。

Name: 给当前 Object 命名或修改名字。这里需要提醒的是,如果想要将当前 Object 保存到 Workfile 中,就可使用 Name 命令。一个 Object 命名之后,其名字就出现在 Workfile 中,随 Workfile 的存取而永久保留。

Freeze: 该命令将序列 X 当前的某种查看形式转换成为独立的 Object,前面已有介绍。

Edit+/-: 该命令功能是切换表格的输入状态,点击 Edit+/-,表格处于可编辑状态,此时可输入数据、删除数据等操作,再次点击 Edit+/-,则表格处于非编辑状态。

Smpl+/-: 该命令与 Wide+/-是配对使用。点击 Smpl+/-,数据以列的形式排列;再点击 Wide+/-,数据以行的形式排列。

Table+/-: 功能是控制表格顶部是否显示标签及标签是否可编辑。

InsDel: 在数据中插入或删除数据命令,例如点击 InsDel,弹出对话框,选择插入或删除即可。

Sample: 该命令与 Workfile 中 Sample 命令功能一样,是改变样本范围。

Genr: 该命令与 Workfile 中 Genr 命令功能一样,用于生成新的序列。

(2) Graph 窗口

前面我们谈到如何将序列转换成图形,这里详细介绍有关作图内容,并以线性图为例,其他图形操作类似。

① 画图: 为了将某个序列画成图,双击 Workfile 中该序列的名字,打开序列表格形式的窗口。使用 View\Line\Graph,将序列转换成线性图,或 View\Graph\Bar 转换成条形图。此外,EViews 还可画散点图、饼图、直方图等。

EViews 可以同时画两个或多个序列图。按住 Ctrl 键选中多个序列,然后点右键\Open\Group 打开表格查看形式的一个窗口,该窗口了显示多个序列。点击 View\Graph\Line 将多个序列转换成线性图形式(图 1.2.10),不同序列以不同的彩色表示。

也可以将多个序列单独画图同时出现在一个窗口,点击 View\Multiple Graphs\Line,这样画出每一个序列各自的线性图(图 1.2.11)。

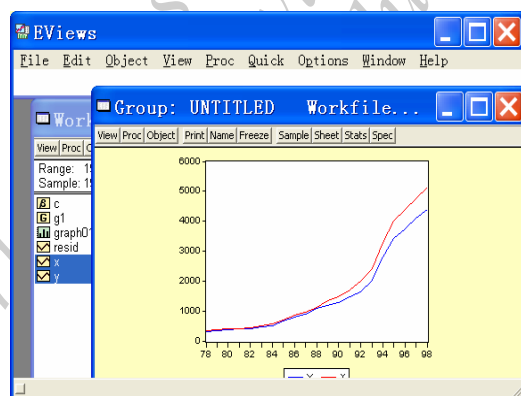


图 1.2.10

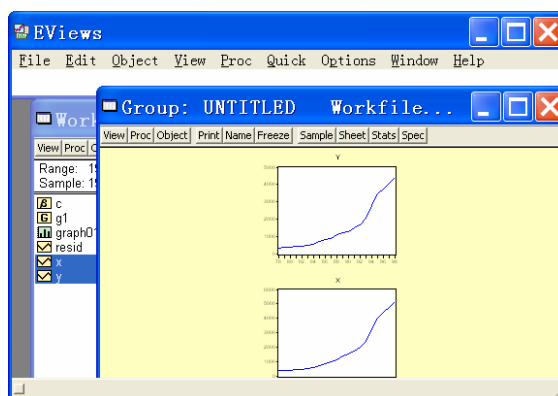


图 1.2.11

② 冻结图形 (Freeze)

注意, 将序列转换成图形后, 该图型仍然是 Series 或 group 类型的 Object, 图形随原序列的改变而改变。点击 Freeze 命令, 可形成一个独立的 Graph 类型的 Object, 点击其顶部的 Name 命令, 保存在 Workfile 中 (详见前面有关叙述)。建议读者使用 Freeze 命令, 形成独立的 Graph 类型的 Object 后再对图形进行编辑。

③ 图形修饰: EViews 允许多种方式修饰图形。双击图形中任何部位就弹出图形参数对话框 (图 1.2.12), 利用这些参数可将图形修改成符合需要的图形。

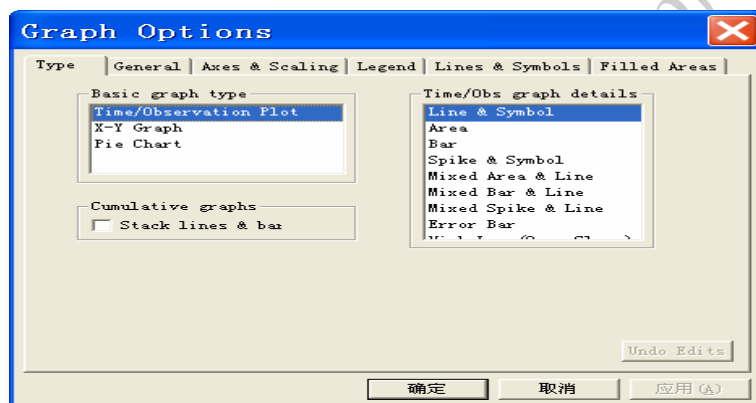


图 1.2.12

④ 组合图形: EViews 可以将多个图组合到一起。首先需将这些图都放入同一个 Workfile 中, 然后按下 CTRL 键选中这些图形, 双击选中的这些图形, 就打开含有多个图形的窗口, 他们可一起被保存、粘贴到 Word 文档中或打印出来。例如, 先生成序列 y 和 x 的线图 liney、linex, 选中 linex、liney 并双击, 就在同一个窗口中打开两个图形 (图 1.2.13)。

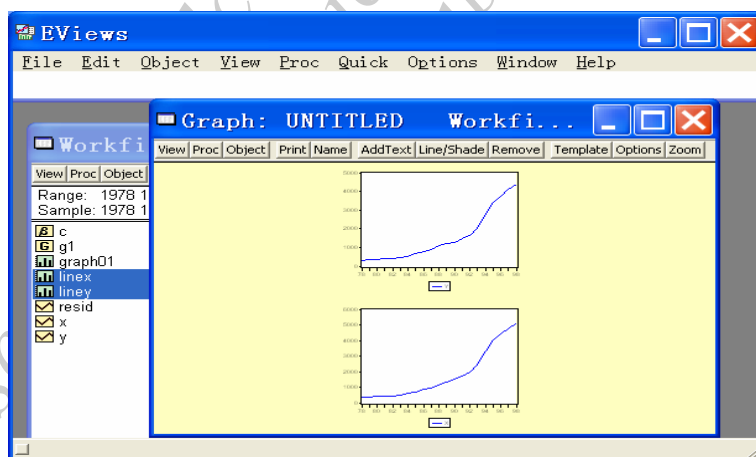


图 1.2.13

⑤ 将图形插入文献中: EViews 可以将图形插入到 Word 文档中。首先将图形打开, 然后点击 EViews 主窗口顶部菜单命令 Edit/Copy 弹出对话框, 点击 OK, 然后在 Word 文档中指定位置粘贴即可。

(二) 打开已经存在的 Object

打开一个 Workfile, 点击 Workfile 顶部的 Fetch 命令, 弹出对话框, 按要求给出要打开的 Object 路径及名字, 然后点击 OK, Object 就出现在 Workfile 中。

第二部分 上机实验

实验一 简单线性回归

一、实验目的：掌握一元线性回归模型的估计与应用，熟悉 EViews 的基本操作。

二、实验要求：应用教材第 54 页案例做一元回归并做预测。

三、实验原理：普通最小二乘法

四、预备知识：最小二乘法估计的原理、t 检验、拟合优度检验、点预测和区间预测

五、实验步骤

1. 建立工作文件并录入数据

(1) 双击桌面 EViews 快速启动图标，启动 EViews5.1 程序。

(2) 点击主界面菜单 File\New\Workfile, 弹出 Workfile Create 对话框。在 Workfile Create 对话框左侧 Workfile structure type 栏中选择 Unstructured/Undated 选项，在右侧 Date Range 中填入样本个数 31。在右下可输入 Workfile 的名称，如 P54。如图 2.1.1 所示。

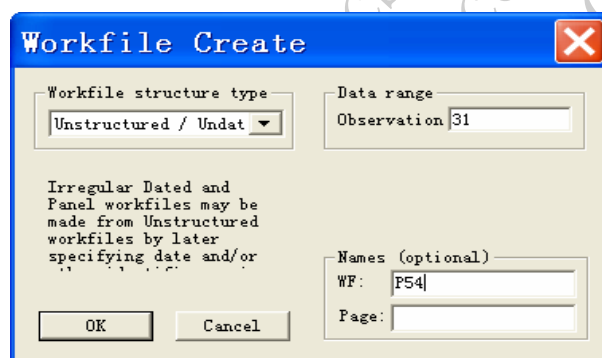


图 2.1.1

点击左下的“OK”就建立了一个名称为 P54 的 Workfile。如图 2.1.2 所示：

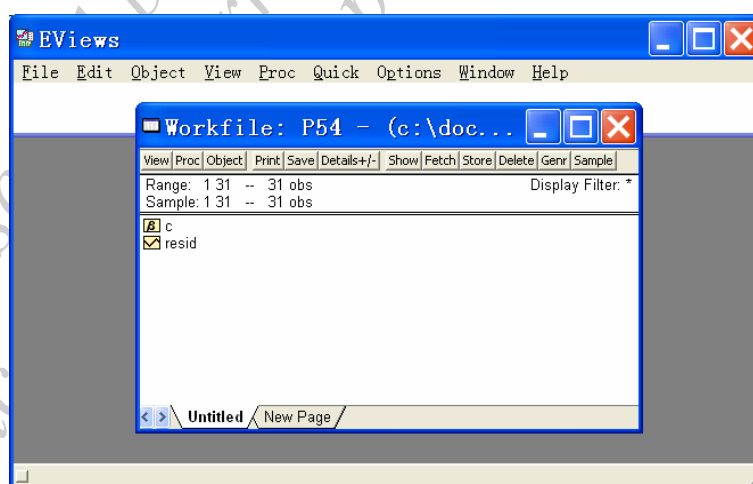


图 2.1.2

建立 Workfile 后，应当进行数据录入工作。数据录入方法有多种。这里仅介绍常用的两种录入方法。

方法 1：点击主界面（或 Workfile 界面）的菜单栏 Object，再点击 New Object...选项，

弹出一对话框，选择 **Group** 选项，在左侧框中命名，如为 **yx**。如图 2.1.3 所示。点击 **OK** 之后，出现数据录入界面（以表格形式出现），如图 2.1.4 所示。在图 2.1.4 中，先将右侧滑块拉上顶端，单击 **obs** 右侧灰色小框（空白数据列上端灰框），键入 **y**（对样本数据列进行命名），回车（这时 **Workfile** 中会出现序列 **Y** 这个对象），选择 **Numeric Series** 选项，点击 **OK** 后，再从“1”开始逐个录入相应的数据。这样就建立了一个序列 **Y** 并录入了数据，然后同样办法建立序列 **X** 并录入数据。



图 2.1.3

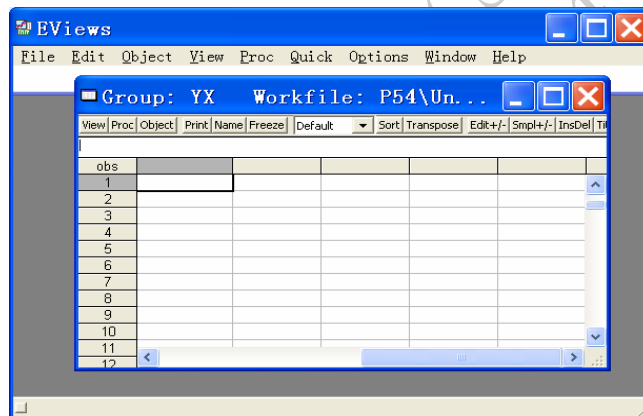


图 2.1.4

方法 2：直接在主界面命令栏键入 **data y x**，回车，则出现图 2.1.5 画面。在 **Group** 表格相应的位置逐个录入 **y** 和 **x** 的数据。（不过此时 **Group** 没有命名，为 **Untitled**，可点击 **Group** 表格上菜单命令 **Name**，在弹出的对话框中命名为 **yx**）

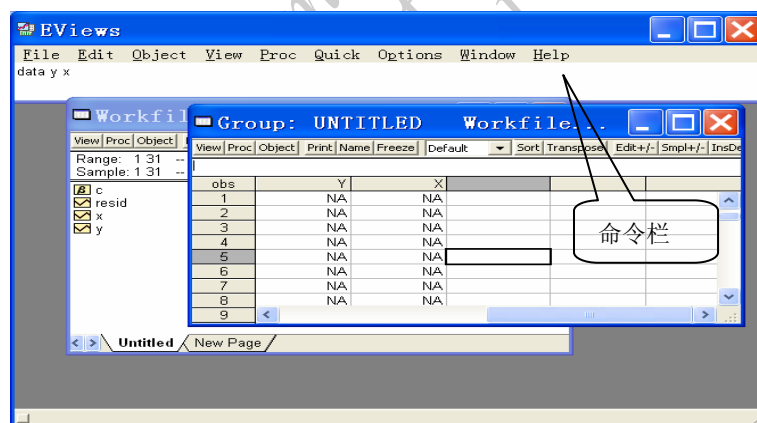


图 2.1.5

两种录入方法完成后，最终得到如图 2.1.6 所示结果。

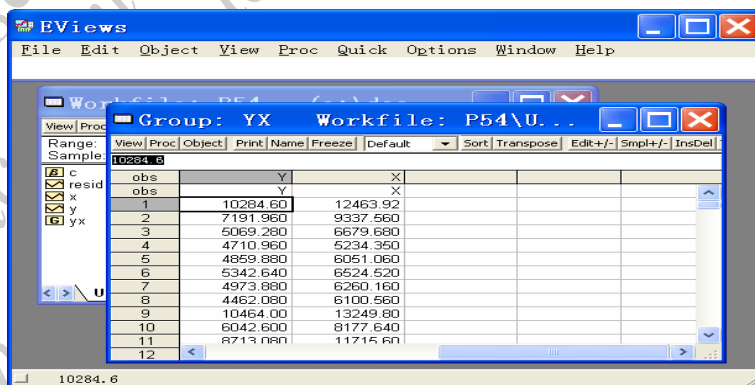


图 2.1.6

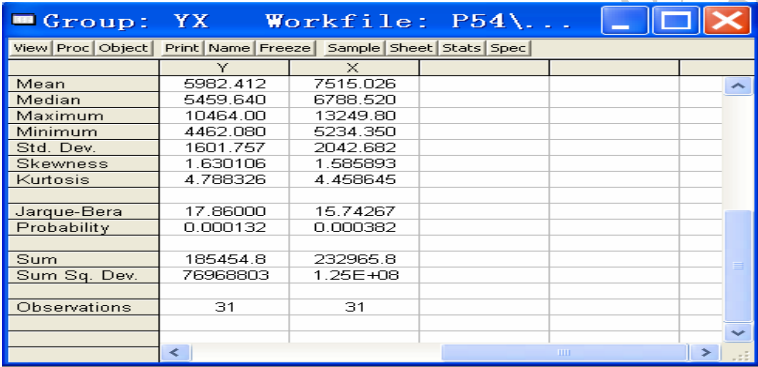
为了保存数据，可点击主界面的 File，选择 Save as 选项，将文件永久存盘保留。

2. 数据的描述统计和图形统计

以上建立的序列 y 和 x 之后，可对其做描述统计和图形统计以把握该数据的一些统计属性。

(1) 描述统计

双击打开组对象 yx 的表格形式，点 View/Descriptive Statistics/Common Sample，得描述统计结果，如图 2.1.7 所示，其中：Mean 为均值，Std.Dev 为标准差



	Y	X
Mean	5982.412	7515.026
Median	5459.640	6788.520
Maximum	10464.00	13249.80
Minimum	4462.080	5234.350
Std. Dev.	1601.757	2042.682
Skewness	1.630106	1.585893
Kurtosis	4.788326	4.458645
Jarque-Bera	17.86000	15.74267
Probability	0.000132	0.000382
Sum	185454.8	232965.8
Sum Sq. Dev.	76968803	1.25E+08
Observations	31	31

图 2.1.7

(2) 图形统计

双击序列 y ，打开 y 的表格形式，点击表格左边 View/Graph，可得下图 2.1.8:

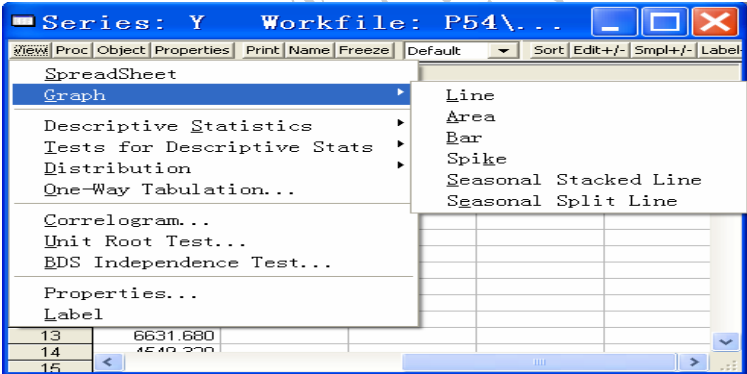


图 2.1.8

可以看到，Graph 的下级菜单上列有多种图形形式，如线图、面积图（区域图）、条形图、季节化堆叠式线图。这里较常用的是线图，点菜单栏 View/Graph/Line，可得到下图（图 2.1.9）

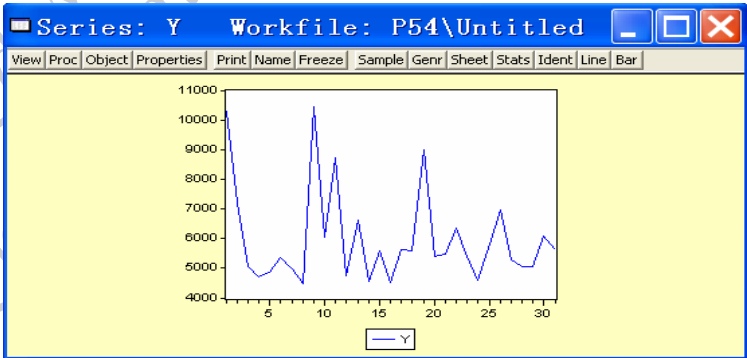


图 2.1.9

同样可以查看序列 x 的线性图。

很多时候需要把两个序列放到一个图形中来查看两者的相互关系,用线图或者散点图都可以。例如以下用散点图来查看 y 和 x 的关系。

在命令栏键入: `scat x y` , 回车便得到如下结果 (图 2.1.10)

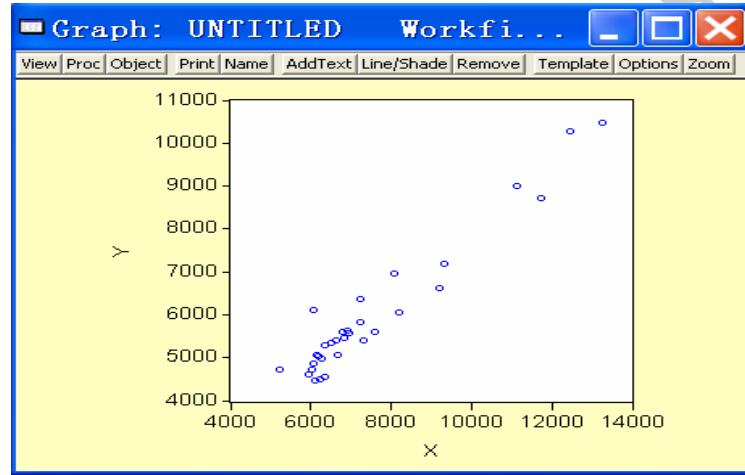


图 2.1.10

3. 设定模型, 用普通最小二乘法估计参数

设定模型为 $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$ 。以下介绍三种 EViews 软件估计的操作方法。

方法一: 在主界面命令框栏中输入 `ls y x c` , 然后回车, 既可以得到最小二乘法估计的结果, 如图 2.1.12 所示。其中, “ls” 是做最小二乘法估计的命令, y 为被解释变量, x 为解释变量, c 为截距项。需要注意的是, `ls`、 y 、 x 、 c 之间要有空格, 被解释变量紧接在命令 `ls` 之后。

方法二: 按住 `Ctrl` 键, 同时选中序列 y 和序列 x , 点右键, 在所出现的右键菜单中, 选择 `Open\as Equation...` 后弹出一对话框 (如图 2.1.11), 点击其上的 “确定”, 即可得到回归结果 (图 2.1.12)。

方法三: 点击主界面菜单 `Quick\Estimate Equation`, 弹出方法二中出现的对话框。不过框中没有设定回归模型, 可以自己输入 `y x c`, 点确定即可得到回归结果 (图 2.1.12)。(注意被解释变量 y 一定要放在最前面, 变量间留空格)

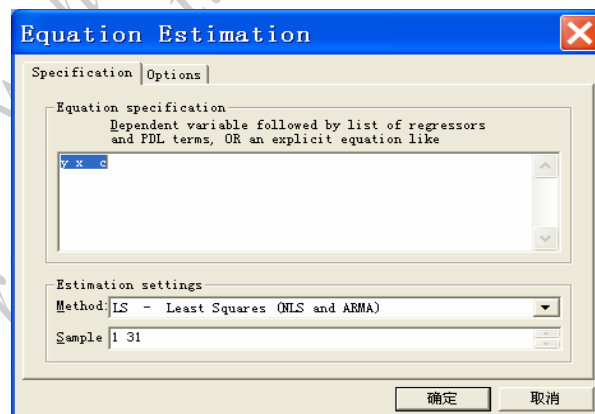


图 2.1.11

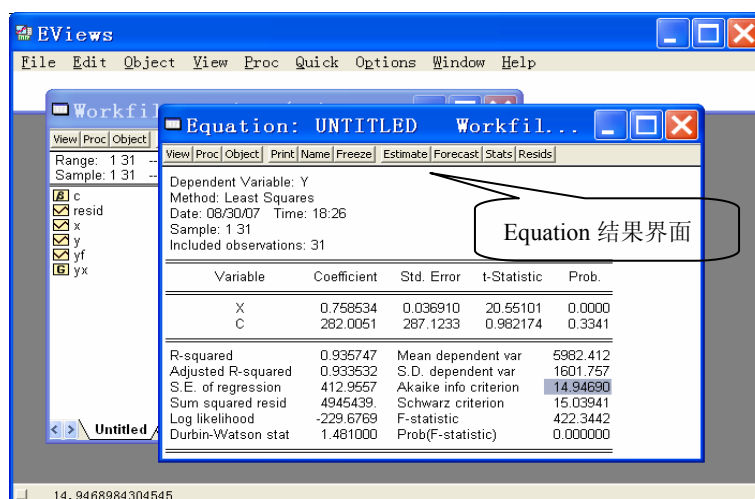


图 2.1.12

回归结果界面解释如下表 2.1.1

表 2.1.1

英文名称	中文名称	常用计算公式	常用相互关系和判断准则
Variable	变量		
Coefficient	系数		
Sta.Error	标准差		一般是绝对值越小越好
t-statistic	T 检验统计量	$t = \hat{\beta} / se(\hat{\beta})$	绝对值大于 2 时可粗略判断系数通过 t 检验
Prob	T 统计量的 P 值		P 值小于给定显著水平时系数通过 t 检验
R - squared	R^2	$R^2 = ESS / TSS = 1 - RSS / TSS$	
Ajusted R - squared	\bar{R}^2	$\bar{R}^2 = 1 - \frac{RSS / (n - k - 1)}{TSS / (n - 1)}$	$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k - 1}$
S.E. of regression	扰动项标准差	$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n - k}} = \sqrt{\frac{RSS}{n - k}}$	
Sum squared resid	残差平方和	$RSS = \sum e_i^2$	
Log likelihood	似然函数对数值		
Durbin-Watson stat	DW 统计量		$d \approx 2(1 - \rho)$
Mean dependent var	应变量样本均值	$\bar{Y} = \frac{\sum Y_i}{n}$	
S.D. dependent var	应变量样本标准差	$\sqrt{\frac{1}{n - 1} \sum (Y_i - \bar{Y})^2} = \sqrt{\frac{TSS}{n - 1}}$	
Akaike info criterion	AIC 准则		一般是越小越好
Schwarz criterion	SC 准则		一般是越小越好

F-statistic	F 统计量	$F = \frac{ESS / k}{RSS / (n - k - 1)}$	$F = \frac{\bar{R}^2 / k}{(1 - \bar{R}^2) / (n - k - 1)}$
Prob(F-statistic)	F 统计量的 P 值		P 值小于给定显著水平时 模型通过 F 检验

3. 模型检验

(1) 经济意义检验。 $\hat{\beta}_2 = 0.758534$ 为居民边际消费，落在 0~1 之间，符合经济意义。

(2) t 检验和拟合优度检验。易判断， β_2 的 t 检验通过。整个模型拟合优度达到 0.935，拟合良好。在回归结果界面(图 2.1.12 所示)点击菜单命令 View\Actual Fitted Residual\Actual Fitted Residual Graph 可得到图 2.1.13，可以直观看到实际观测值和拟合值非常接近。

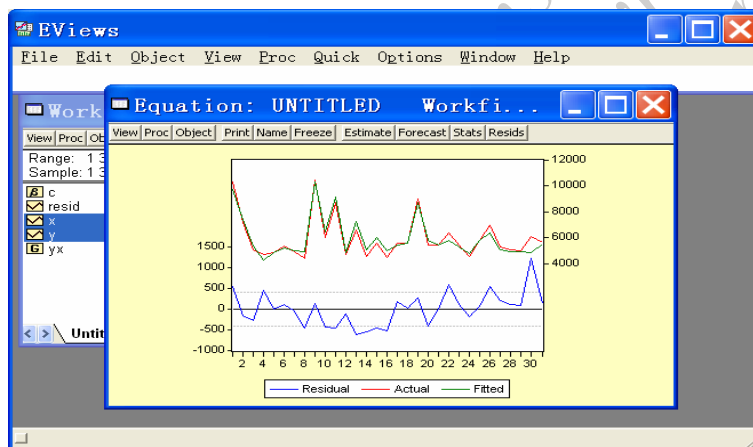


图 2.1.13

4. Equation 窗口功能介绍

Equation 窗口菜单的功能与前面第一部分第二章讲过的 Series 类型 Object 窗口、Graph 类型 object 窗口顶部按钮的功能与操作类似，这里只介绍 Equation 窗口中独有的按钮功能。

(1) Views

该按钮作用很重要，他可对回归估计进行检验、观察实际值、拟合值、残差等。点击 Views 出现一个下拉菜单(图 2.1.14)，菜单中包含很多次级操作，自上而下功能如下：

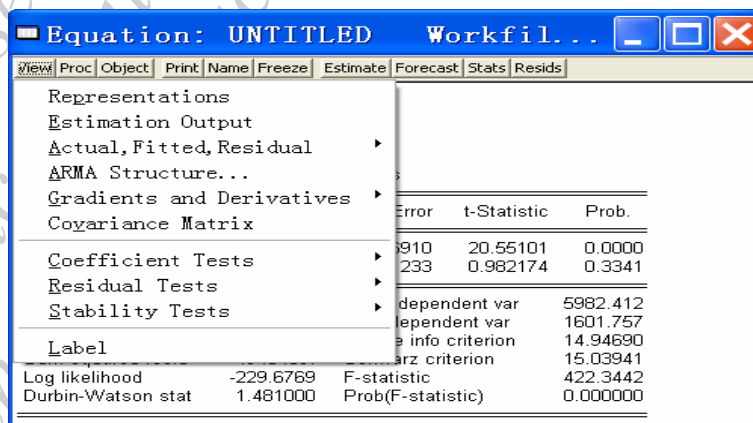


图 2.1.14

- ①**Representation**: 给出回归估计的方程表达式。
- ②**Estimation Output**: 给出回归估计输出结果。
- ③**Actual fitted Residual**: 给出回归估计的实际值、拟合值、残差的图形、表格等形式。
- ④**Covariance Matrix** : 计算变量协方差矩阵。
- ⑤**Coefficient Test**: 对回归系数进行检验。包括检验回归系数约束的沃尔德 (Wald) 检验, 检验遗漏变量或冗余变量的似然比检验。在第十章设定偏误一章有用到。
- ⑥**Residual Tests**: 对残差检验, 包括相关图 Q 统计量检验、正态性检验、序列相关的 LM 检验、ARCH 检验、不带交叉项的 White 检验、带交叉项的 White 检验等。在第六章异方差一章有用到。
- ⑦**Stability Test**: 稳定性检验, 包括很多次级检验。

注意: 如果想将某个视图单独保存起来, 点击 Equation 窗口顶部 Freeze 按钮, 形成一个独立的 object, 然后对其编辑操作。

(2) Procs

该按钮中包含很多次级功能, 有些已经显示在 Equation 窗口顶部。

(3) Forecast 预测

可以直接在 EViews 上做内插点预测和外推点预测, 详见下第 5 点。

5. 应用: 回归预测

(1) 被解释变量 Y 的个别值和平均值的点预测

由课本第二章第四节知道, 个别值和平均值点预测的预测公式均为 $Y_F = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_F$

内插预测

在 Equation 框 (图 2.1.7) 中, 点击 “Forecast”, 进入图 2.1.15 所示的画面, 在 Forecast name 框中可以为所预测的预测值序列命名, 计算机默认为 YF, 点击 OK, 则得样本期内被解释变量的预测值序列 YF (也称拟合值序列) 的图形形式 (图 2.1.16)。同时在 Workfile 中出现一新序列对象 YF。

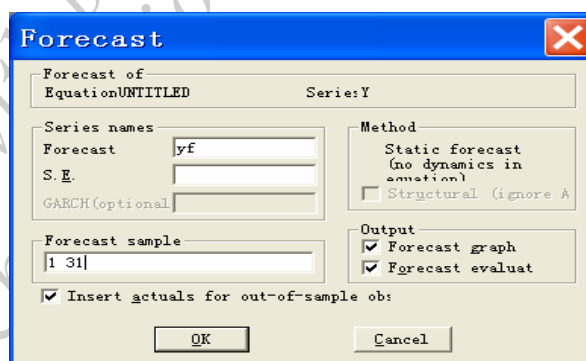


图 2.1.15

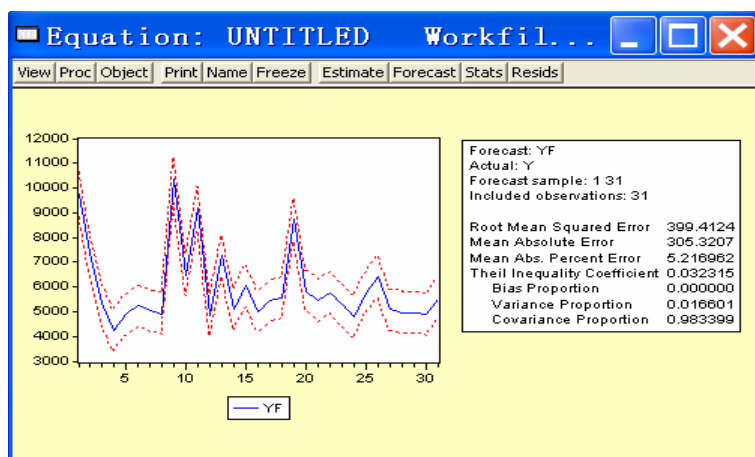


图 2.1.16

外推预测

例如原资料为 1978-1998，外推预测 1999、2000 年的四川省人均消费 Y。

① 录入 1999、2000 年的可支配收入 X 的数据。

双击 Workfile 菜单下的 Range 所在行，出现 Workfile Structure 对话框，将右侧“End”旁的文本框中的数值改为 33，然后一直点 OK 即可将 Workfile 的 Range 以及 Sample 的 Range 改为 33；

双击打开序列 x 表格形式，将编辑状态切换为“可编辑”，在 x 序列中补充输入 $X_{1999} = 2780, X_{2000} = 12405$ 。

② 进行预测

在 Equation 结果界面（图 2.1.7）的菜单上点击 Forecast，弹出一对话框，在其中为预测的序列命名，如 yf2。点 OK 即可得到预测结果的图形形式，点 Workfile 中新出现的序列 yf2，可以看到预测值（注意，因为没有对默认预测区间 1~33 做改变，这时候得到的是所有内插预测与外推预测的得值，若将区间改为 32 33，则只会得到外推预测结果）。

③ 结果查看

按住 Ctrl 键，同时选中 Y、YF、Resid，点击右键，在右键菜单中选 Group 可打开实际值、预测值、残差序列。

（2）区间预测。

被解释变量 Y 的个别值区间预测公式为 $\hat{Y}_f \pm \hat{\sigma} \cdot t_{\alpha/2} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_f - \bar{X})^2}{\sum x_i^2}}$ ，

被解释变量 Y 均值区间预测公式 $\hat{Y}_f \pm \hat{\sigma} \cdot t_{\alpha/2} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(X_f - \bar{X})^2}{\sum x_i^2}}$ 。

计算思路：区间预测不能直接由 EViews 得到。可以从 EViews 中得到公式中部分项的值，再用手工作别的方式将其计算出来。

具体地， \hat{Y}_f 可以在前面点预测序列 yf2 中找到； $t_{\alpha/2}$ 可以查 t 分布表得到；样本数 n 为已知； $X_f - \bar{X}$ 中的 X_f 为已知， \bar{X} 可以在序列 x 的描述统计中找到（图 2.1.7）；由总体方

差的无偏估计式 $\sigma_x^2 = \frac{\sum x_i^2}{n-1}$ 可以计算出 $\sum x_i^2 = (n-1)\sigma_x^2$ (σ_x 可在序列 x 的描述统计中找到,

见图 2.1.7)。找到该预测公式中各项后, 即可用计算器或者 Excel 计算得到预测区间端点。

找到上面公式中各项后, 若在 Excel 中计算预测区间, 可以采用以下表达式计算 (以预测 1998 年 Y 个别值预测区间为例, 计算区间的上端点, 课本第 61 页第二行):

打开 Excel 后在任意一个空格中, 输入

=6555.13+2.045*413.1593*SQRT(1+1/31+569985.74/125176492.59) , 回车即可。

实验二 多元线性回归模型和多重共线性

- 一、实验目的：掌握多元线性回归模型的估计方法、掌握多重共线性模型的识别和修正。
- 二、实验要求：应用教材第 119 页案例做多元线性回归模型，并识别和修正多重共线性。
- 三、实验原理：普通最小二乘法、简单相关系数检验法、综合判断法、逐步回归法。
- 四、预备知识：最小二乘法估计的原理、t 检验、F 检验、 R^2 值。

五、实验步骤

1、设定并估计多元线性回归模型

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + u_t \tag{2.1}$$

1.1 建立工作文件并录入数据（参照实验一），得到图 2.2.1

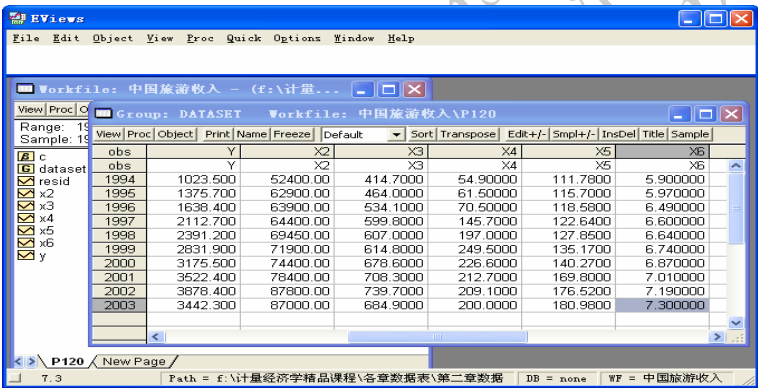


图 2.2.1

1.2 对 (2.1) 采用 OLS 估计参数

- 方法一：在主界面命令框中输入 `ls y c x2 x3 x4 x5 x6`，然后回车，即可得到参数的估计结果，如图 2.2.2 所示。
- 方法二：按住 `ctrl` 键，同时选中序列 `y` 和 `x2 x3 x4 x5 x6`，点右键，在所出现的右键菜单中，选择 `open\as Equation...` 后弹出一对话框，点击“确定”，即可得回归结果。
- 方法三：点击主界面菜单 `Quick\Estimate Equation`，弹出方法二中出现的对话框。不过框中没有设定回归模型，可以自己输入 `y c x2 x3 x4 x5 x6`，点确定即可得到回归结果。（注意被解释变量 `y` 一定要放在最前面，变量间留空格）。

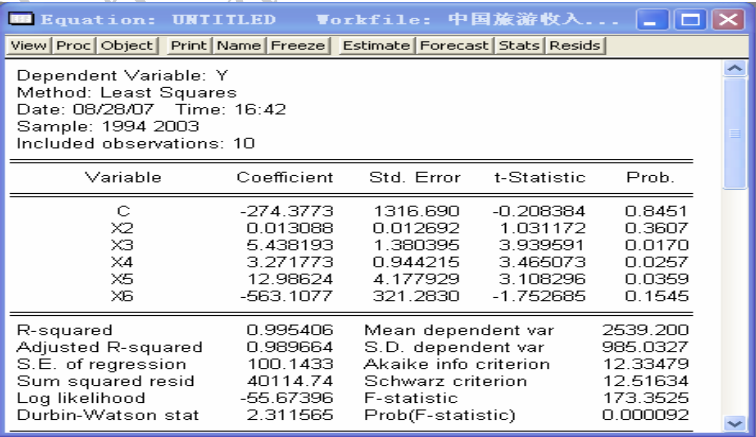


图 2.2.2

根据图 2.2.2 中的数据，得到模型 (2.1) 的估计结果为

$$\hat{Y}_i = -274.3773 + 0.013088 X_2 + 5.438193 X_3 + 3.271773 X_4 + 12.98624 X_5 - 563.1077 X_6$$

(1316.690) (0.012692) (1.380395) (0.944215) (4.177929) (321.2830)

$$t = (-0.208384)(1.031172) (3.939591) (3.465073) (3.108296) (-1.752685)$$

$R^2 = 0.995406$ $\bar{R}^2 = 0.989664$ $F = 173.3525$ $df = 4$

从上回归结果可以看出，拟合优度很高，整体效果的 F 检验通过。但有重要变量 X2、X6 的 t 检验不显著，可能存在严重的多重共线性。

2. 多重共线性模型的识别

2.1 综合判断法

由模型 (2.1) 的估计结果可以看出， $R^2 = 0.9954$ ， $\bar{R}^2 = 0.9897$ 可决系数很高，说明模型对样本的拟合很好； $F = 173.3525$ 检验值很大，相应的 $p = 0.000092$ ，说明回归方程显著，即各自变量联合起来确实对因变量“全国旅游收入”有显著影响；给定显著性水平 $\alpha = 0.05$ ，但变量 X2、X6 系数的 t 统计量分别为 1.031172、-1.752685，相应的 p 值分别为 0.3607、0.1545，说明 X2、X6 对因变量影响不显著，而且 X6 系数符号与经济意义不符。综合上述分析，表明模型 (2.1) 很可能存在严重的多重共线性。

2.2 简单相关系数检验法

计算解释变量 x2、x3、x4、x5、x6 的简单相关系数矩阵。

方法 1：将解释变量 x2、x3、x4、x5、x6 选中，双击选择 Open Group（或点击右键，选择 Open/as Group），然后再点击 View/Correlation/Common Sample，即可得出相关系数矩阵（图 2.2.3）。再点击顶部的 Freeze 按钮，可得到一个 Table 类型独立的 object（图 2.2.4）。

相关系数矩阵

	X2	X3	X5	X4	X6
X2	1.000000	0.918851	0.947977	0.751960	0.941681
X3	0.918851	1.000000	0.859191	0.865145	0.963313
X5	0.947977	0.859191	1.000000	0.664946	0.897708
X4	0.751960	0.865145	0.664946	1.000000	0.818137
X6	0.941681	0.963313	0.897708	0.818137	1.000000

图 2.2.3

	A	B	C	D	E	F
1		X2	X3	X5	X4	X6
2						
3	X2	1.000000	0.918851	0.947977	0.751960	0.941681
4	X3	0.918851	1.000000	0.859191	0.865145	0.963313
5	X5	0.947977	0.859191	1.000000	0.664946	0.897708
6	X4	0.751960	0.865145	0.664946	1.000000	0.818137
7	X6	0.941681	0.963313	0.897708	0.818137	1.000000
8						
9						

图 2.2.4

方法 2: 点击 Eviews 主画面的顶部的 Quick/Group Statistics/Correlations 弹出对话框（图 2.2.5）。在对话框中输入解释变量 x2、x3、x4、x5、x6，点击 OK，即可得出相关系数矩阵（同图 2.2.3）。

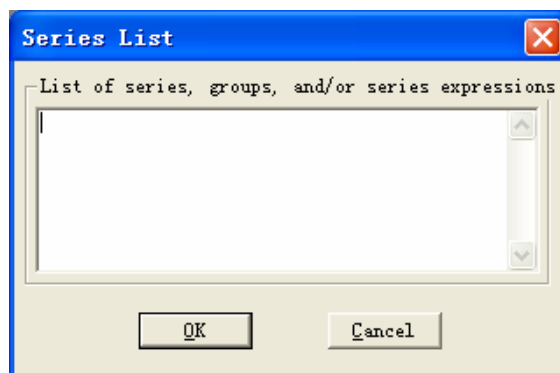


图 2.2.5

由图 2.2.3 相关系数矩阵可以看出，各解释变量相互之间的相关系数较高，特别是 x2 和 x3 之间高度相关，证实解释变量之间存在多重共线性。

根据综合判别法与简单相关系数检验法分析的结果可以知道，本案例的回归变量间确实存在多重共线性。注意，多重共线性是一个程度问题而不是存在与否的问题。下面我们将采用逐步回归法来减少共线性的严重程度而不是彻底地消除它。

3. 多重共线性模型的修正

关于多重共线性的修正方法一般有变量变换法、先验信息法、逐步回归法等，这里我们仅介绍向前逐步回归的具体做法，来减少共线性的严重程度。而其他的修正方法本文没逐一介绍，感兴趣的读者可参阅相关计量经济书籍。

第一步: 运用 OLS 方法分别求 Y 对各解释变量 x2、x3、x4、x5、x6 进行一元回归。五个方程的回归结果详见图 2.2.6----图 2.2.10，再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。

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 08/28/07 Time: 17:35				
Sample: 1994 2003				
Included observations: 10				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3461.808	700.0356	-4.945189	0.0011
x2	0.084219	0.009718	8.665855	0.0000
R-squared	0.903727	Mean dependent var	2539.200	
Adjusted R-squared	0.891693	S.D. dependent var	985.0327	
S.E. of regression	324.1747	Akaike info criterion	14.57730	
Sum squared resid	840714.0	Schwarz criterion	14.63782	
Log likelihood	-70.88649	F-statistic	75.09704	
Durbin-Watson stat	1.096458	Prob(F-statistic)	0.000024	

图 2.2.6

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/28/07 Time: 17:37
Sample: 1994 2003
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2933.704	421.6356	-6.957914	0.0001
X3	9.052258	0.687872	13.15979	0.0000

R-squared	0.955845	Mean dependent var	2539.200
Adjusted R-squared	0.950326	S.D. dependent var	985.0327
S.E. of regression	219.5415	Akaike info criterion	13.79782
Sum squared resid	385587.6	Schwarz criterion	13.85833
Log likelihood	-66.98908	F-statistic	173.1802
Durbin-Watson stat	1.072840	Prob(F-statistic)	0.000001

图 2.2.7

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/28/07 Time: 17:38
Sample: 1994 2003
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	640.3504	398.0729	1.608626	0.1464
X4	11.66728	2.245147	5.196665	0.0008

R-squared	0.771463	Mean dependent var	2539.200
Adjusted R-squared	0.742896	S.D. dependent var	985.0327
S.E. of regression	499.4648	Akaike info criterion	15.44181
Sum squared resid	1995720.	Schwarz criterion	15.50232
Log likelihood	-75.20904	F-statistic	27.00533
Durbin-Watson stat	0.648632	Prob(F-statistic)	0.000826

图 2.2.8

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/28/07 Time: 17:39
Sample: 1994 2003
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2264.896	754.5152	-3.001790	0.0170
X5	34.33238	5.308482	6.467457	0.0002

R-squared	0.839448	Mean dependent var	2539.200
Adjusted R-squared	0.819379	S.D. dependent var	985.0327
S.E. of regression	418.6346	Akaike info criterion	15.08873
Sum squared resid	1402040.	Schwarz criterion	15.14925
Log likelihood	-73.44365	F-statistic	41.82800
Durbin-Watson stat	0.761911	Prob(F-statistic)	0.000195

图 2.2.9

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 08/28/07 Time: 17:40				
Sample: 1994 2003				
Included observations: 10				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10897.18	1539.174	-7.079888	0.0001
X6	2014.148	230.2225	8.748698	0.0000
R-squared	0.905370	Mean dependent var	2539.200	
Adjusted R-squared	0.893541	S.D. dependent var	985.0327	
S.E. of regression	321.3968	Akaike info criterion	14.56009	
Sum squared resid	826367.0	Schwarz criterion	14.62060	
Log likelihood	-70.80043	F-statistic	76.53972	
Durbin-Watson stat	1.529665	Prob(F-statistic)	0.000023	

图 2.2.10

通过一元回归结果图 2.2.6----图 2.2.10 进行对比分析, 依据调整后可决系数 \bar{R}^2 最大原则, 选取 x3 作为进入回归模型的第一个解释变量, 形成一元回归模型。

第二步: 逐步回归。将剩余解释变量分别加入模型, 得到分别如图 2.2.11、2.2.12、2.2.13、2.2.14 所示的多元回归结果。

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 08/28/07 Time: 17:51				
Sample: 1994 2003				
Included observations: 10				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3326.393	394.5101	-8.431704	0.0001
X3	6.194241	1.445930	4.283915	0.0036
X2	0.029761	0.013835	2.151159	0.0685
R-squared	0.973418	Mean dependent var	2539.200	
Adjusted R-squared	0.965823	S.D. dependent var	985.0327	
S.E. of regression	182.1036	Akaike info criterion	13.49035	
Sum squared resid	232132.1	Schwarz criterion	13.58113	
Log likelihood	-64.45177	F-statistic	128.1669	
Durbin-Watson stat	1.119990	Prob(F-statistic)	0.000003	

图 2.2.11

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 08/28/07 Time: 17:53				
Sample: 1994 2003				
Included observations: 10				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2587.265	589.0455	-4.392301	0.0032
X3	8.017195	1.394798	5.747924	0.0007
X4	1.716431	2.001061	0.857761	0.4194
R-squared	0.960045	Mean dependent var	2539.200	
Adjusted R-squared	0.948629	S.D. dependent var	985.0327	
S.E. of regression	223.2596	Akaike info criterion	13.89787	
Sum squared resid	348914.1	Schwarz criterion	13.98865	
Log likelihood	-66.48936	F-statistic	84.09783	
Durbin-Watson stat	0.808922	Prob(F-statistic)	0.000013	

图 2.2.12

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 08/28/07 Time: 17:55				
Sample: 1994 2003				
Included observations: 10				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3059.972	321.4909	-9.518069	0.0000
X3	6.736535	1.013840	6.644575	0.0003
X5	10.90789	4.103112	2.658444	0.0325
R-squared	0.978028	Mean dependent var	2539.200	
Adjusted R-squared	0.971751	S.D. dependent var	985.0327	
S.E. of regression	165.5601	Akaike info criterion	13.29987	
Sum squared resid	191871.1	Schwarz criterion	13.39065	
Log likelihood	-63.49936	F-statistic	155.7951	
Durbin-Watson stat	1.318762	Prob(F-statistic)	0.000002	

图 2.2.13

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 08/28/07 Time: 17:56				
Sample: 1994 2003				
Included observations: 10				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4109.639	2582.991	-1.591039	0.1556
X3	7.850632	2.699155	2.908552	0.0227
X5	285.1784	617.0820	0.462140	0.6580
R-squared	0.957152	Mean dependent var	2539.200	
Adjusted R-squared	0.944910	S.D. dependent var	985.0327	
S.E. of regression	231.1992	Akaike info criterion	13.96776	
Sum squared resid	374171.5	Schwarz criterion	14.05854	
Log likelihood	-66.83881	F-statistic	78.18479	
Durbin-Watson stat	1.105990	Prob(F-statistic)	0.000016	

图 2.2.14

通过观察比较图 2.2.11—2.2.14 所示结果，并根据逐步回归的思想，我们可以看到，新加入变量 x5 的二元回归方程 $\bar{R}^2 = 0.9718$ 最大，并且各参数的 t 检验显著，参数的符号也符合经济意义，因此，保留变量 x5。

第三步：在保留变量 x3、x5 基础上，继续进行逐步回归，分别得到如图 2.2.15、2.2.16、2.2.17、所示的回归结果。

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: Y				
Method: Least Squares				
Date: 08/28/07 Time: 18:05				
Sample: 1994 2003				
Included observations: 10				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3153.555	407.4026	-7.740636	0.0002
X3	6.355418	1.405444	4.522001	0.0040
X5	8.565117	7.050678	1.214793	0.2701
X2	0.009148	0.021614	0.423240	0.6869
R-squared	0.978665	Mean dependent var	2539.200	
Adjusted R-squared	0.967996	S.D. dependent var	985.0327	
S.E. of regression	176.2143	Akaike info criterion	13.47045	
Sum squared resid	186308.8	Schwarz criterion	13.59149	
Log likelihood	-63.35226	F-statistic	91.74335	
Durbin-Watson stat	1.166161	Prob(F-statistic)	0.000021	

图 2.2.15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2441.161	296.0388	-8.246086	0.0002
X3	4.215884	1.068670	3.944983	0.0076
X5	13.62909	2.904156	4.692961	0.0034
X4	3.221965	1.050297	3.067670	0.0220

R-squared	0.991445	Mean dependent var	2539.200
Adjusted R-squared	0.987168	S.D. dependent var	985.0327
S.E. of regression	111.5822	Akaike info criterion	12.55658
Sum squared resid	74703.57	Schwarz criterion	12.67761
Log likelihood	-58.78288	F-statistic	231.7935
Durbin-Watson stat	1.952587	Prob(F-statistic)	0.000001

图 2.2.16

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1333.239	2170.049	-0.614382	0.5615
X3	8.098062	1.985551	4.078496	0.0065
X5	12.91783	4.894855	2.639063	0.0386
X6	-424.3962	527.1555	-0.805068	0.4515

R-squared	0.980170	Mean dependent var	2539.200
Adjusted R-squared	0.970255	S.D. dependent var	985.0327
S.E. of regression	169.8849	Akaike info criterion	13.39729
Sum squared resid	173165.3	Schwarz criterion	13.51833
Log likelihood	-62.98647	F-statistic	98.85857
Durbin-Watson stat	1.425167	Prob(F-statistic)	0.000017

图 2.2.17

结果分析

观察图 2.2.16 我们可以看到，在 x_3 、 x_5 基础上加入 x_4 后的方程 $\bar{R}^2 = 0.9872 > 0.9718$ 明显增大， F 统计量也很大，说明模型对样本的拟合很好且回归方程显著；同时各解释变量的系数所对应的 t 值较大，相应的 $p < 0.05$ ，说明各解释变量对因变量的影响显著，并且参数的符号也符合经济意义。因此，根据逐步回归的思想，模型应保留自变量 x_3 、 x_5 、 x_4 。

但通过图 2.2.15 可以看到，在 x_3 、 x_5 基础上加入 x_2 后不仅 $\bar{R}^2 = 0.967998 < 0.9718$ 降低，而且 x_2 、 x_5 变量系数的 t 值很小，相应的 p 值都大于显著性水平 0.05，说明自变量 x_2 、 x_5 对因变量的影响不显著；同样，由图 2.2.17 可知，加入 x_6 后不仅 $\bar{R}^2 = 0.970255 < 0.9718$ 降低，而且 x_6 参数的 t 值很小，相应的 p 值 0.4515 远大于显著性水平 0.05，说明 x_6 对因变量的影响不显著，甚至 x_6 系数的符号为负，显然不符合经济意义。因此，根据逐步回归的思想，说明 x_2 、 x_6 的出现引起严重多重共线性。

第四步：在保留变量 x_3 、 x_5 、 x_4 基础上，继续进行逐步回归，分别得到如图 2.2.18、图 2.2.19 所示的回归结果。

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/28/07 Time: 18:12
Sample: 1994 2003
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2522.649	353.1990	-7.142290	0.0008
X3	3.918789	1.277559	3.067403	0.0279
X5	11.67717	4.888674	2.388617	0.0625
X4	3.199744	1.121869	2.852155	0.0357
X2	0.007548	0.014619	0.516342	0.6276

R-squared	0.991878	Mean dependent var	2539.200
Adjusted R-squared	0.985381	S.D. dependent var	985.0327
S.E. of regression	119.0982	Akaike info criterion	12.70463
Sum squared resid	70921.89	Schwarz criterion	12.85592
Log likelihood	-58.52313	F-statistic	152.6624
Durbin-Watson stat	1.627118	Prob(F-statistic)	0.000021

图 2.2.18

Equation: UNTITLED Workfile: 中国旅游收入...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 08/28/07 Time: 18:14
Sample: 1994 2003
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-471.2311	1311.000	-0.359444	0.7339
X3	5.698771	1.365633	4.172988	0.0087
X5	15.96893	3.033723	5.263806	0.0033
X4	3.297359	0.949846	3.471467	0.0178
X6	-480.6102	313.1265	-1.534875	0.1854

R-squared	0.994185	Mean dependent var	2539.200
Adjusted R-squared	0.989533	S.D. dependent var	985.0327
S.E. of regression	100.7754	Akaike info criterion	12.37052
Sum squared resid	50778.40	Schwarz criterion	12.52181
Log likelihood	-56.85259	F-statistic	213.7185
Durbin-Watson stat	2.484073	Prob(F-statistic)	0.000009

图 2.2.19

类似第三步的结果分析，由图 2.2.18、2.2.19 我们可以看到，在 x3、x5、x4 基础上加入 x2 后 \bar{R}^2 没有改进，而且 x2 参数 t 检验不显著；加入 x6 后虽然 \bar{R}^2 略有改进，但 x6 参数的 t 检验变得不显著，并且参数为负不符合经济意义。这说明 x2、x6 引起多重共线性，应予以剔除。因此，本案例最后应保留的变量是 x3、x4、x5，相应的回归结果为：

$$\hat{Y}_i = -2441.161 + 4.215884X_3 + 3.221965X_4 + 13.62909X_5$$

$$(296.0388) \quad (1.068670) \quad (1.050297) \quad (2.904156)$$

$$t = (-8.2460) \quad (3.944983) \quad (3.067670) \quad (4.692961)$$

$$R^2 = 0.991445 \quad \bar{R}^2 = 0.987168 \quad F = 231.7935 \quad DW = 1.9526$$

由综合判断法知，上述回归结果基本上消除了多重共线性。并且，在其他因素不变的情况下，当城镇居民人均旅游支出 x3 和农村居民人均旅游支出分别增长 1 元，公路里程 x5 每增加 1 万 km 时，国内旅游收入 Y 将分别增长 4.21 亿元、3.22 亿元和 13.63 亿元。

此案例存在的问题是样本容量过小，其可靠性受到影响，如果增大样本容量，效果将会好一些。

实验三 异方差性和自相关

一、实验目的：掌握异方差和自相关模型的检验方法与处理方法。

二、实验要求：

1. 应用教材第 141 页案例做异方差模型的图形法检验、Goldfeld-Quanadt 检验与 White 检验，使用 WLS 法对异方差进行修正；

2. 应用教材第 171 页案例做自相关模型的图形法检验和 DW 检验，使用科克伦—奥克特迭代法对自相关进行修正。

三、实验原理：

异方差性检验：图形法检验、Goldfeld-Quanadt 检验、White 检验与加权最小二乘法；

自相关性检验：图形法检验、DW 检验和科克伦—奥克特迭代法。

四、预备知识：Goldfeld-Quanadt 检验、White 检验、加权最小二乘法、DW 检验和科克伦—奥克特迭代法。

五、实验步骤

【案例 1】 异方差性

在现实经济活动中，最小二乘法的基本假定并非都能满足，本案例将讨论随机误差违背基本假定的一个方面——异方差性。本案例将介绍：异方差模型的图形法检验、Goldfeld-Quanadt 检验与 White 检验；异方差模型的 WLS 法修正。

1、建立 Workfile 和对象，录入变量人口数 X 和医疗机构数 Y（P141）如图 2.3.1。

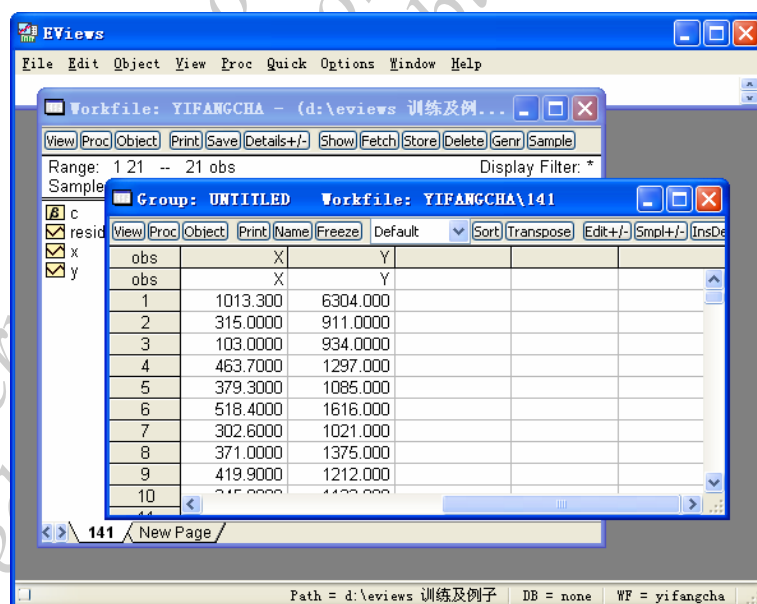


图 2.3.1

2、参数估计

按住 ctrl 键，同时选中序列 X 和序列 Y，点右键，在所出现的右键菜单中，选择 open\as Group 弹出一对话框，点击其上的“确定”，可生成并打开一个群对象（图 2.3.1）。在群对象

窗口工具栏中点击 view\Graph\Scatter\Simple Scatter, 可得 X 与 Y 的简单散点图(图 2.3.2), 可以看出 X 与 Y 是带有截距的近似线性关系。

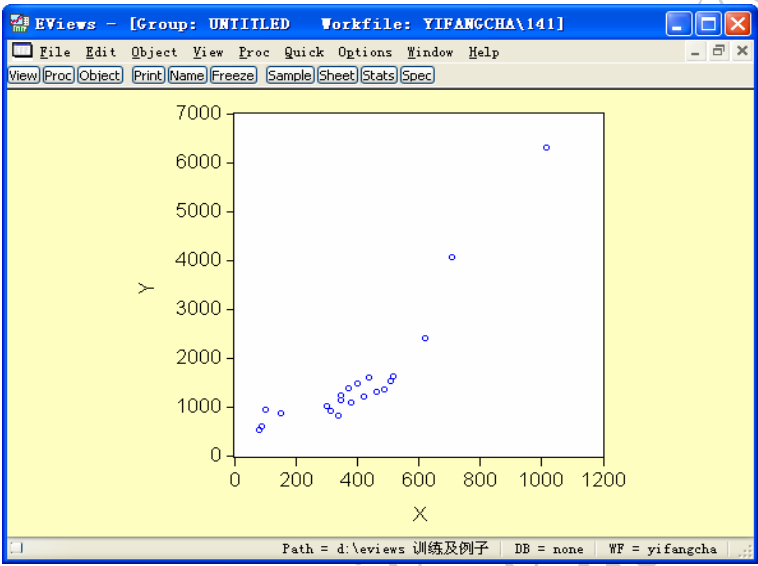


图 2.3.2

点击主界面菜单 Quick\Estimate Equation, 在弹出的对话框中输入 $y c x$, 点确定即可得到回归结果(图 2.3.3)。

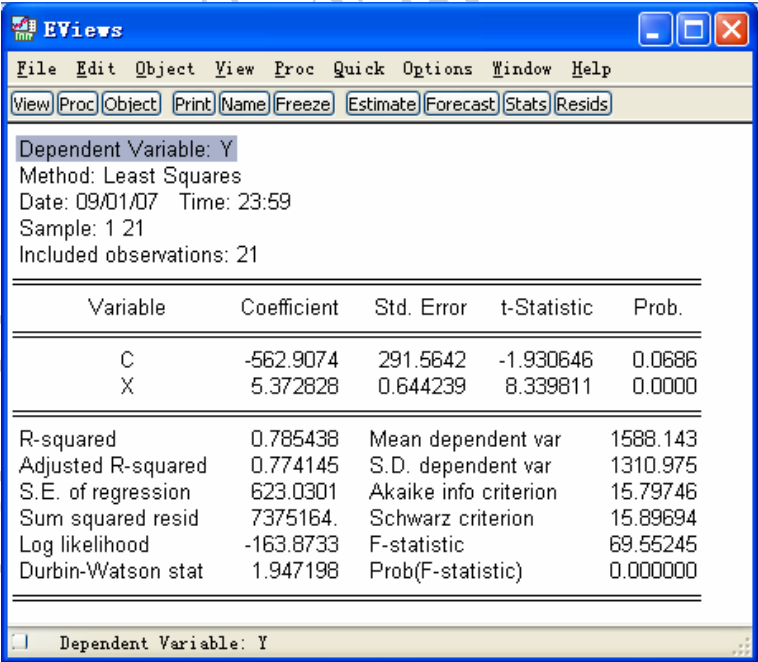


图 2.3.3

估计结果为：

$$\hat{Y}_i = -562.9074 + 5.372828X_i \quad (2.3.1)$$

$$(291.5462) \quad (0.644239)$$

$$t = (-1.930646) \quad (8.339811)$$

$$R^2 = 0.785438, \quad \bar{R}^2 = 0.774145, \quad F = 69.55245, \quad df = 19$$

3、检验模型的异方差

本例用的是四川省 2000 年各地市州的医疗机构数和人口数，由于地区之间存在的不同人口数，因此，对各种医疗机构的设置数量会存在不同的需求，这种差异使得模型很容易产生异方差，从而影响模型的估计和运用。为此，必须对该模型是否存在异方差进行检验。

(1)图形法

由路径：Quick/Estimate Equation，进入 Equation Specification 窗口，键入 “y c x”，确认并 “ok”，得样本回归估计结果，见图 2.3.2。

生成残差平方序列。在得到图 2.3.2 估计结果后，直接在工作文件窗口中按 Genr，在弹出的窗口中，在主窗口键入命令如下 $e2 = resid^2$ (用 $e2$ 来表示残差平方序列 e_i^2)，得到残差平方序列 $e2$ (如图 2.3.4)

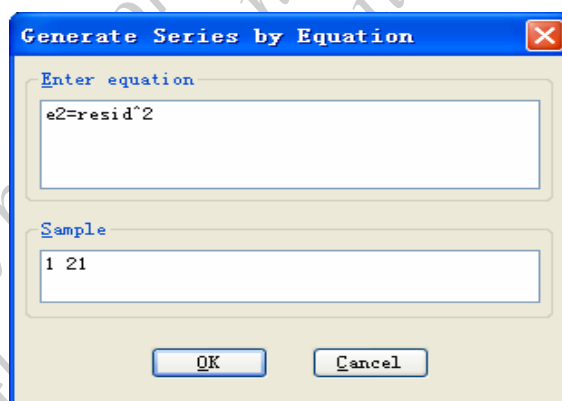


图 2.3.4

绘制 e_i^2 对 X_i 的散点图。按住 Ctrl 键，同时选择变量 X 与 $e2$ （注意选择变量的顺序，先选的变量将在图形中表示横轴，后选的变量表示纵轴）以组对象方式打开，进入数据列表，再按路径 view\Graph\Scatter\Simple Scatter，可得散点图，见图 2.3.5。

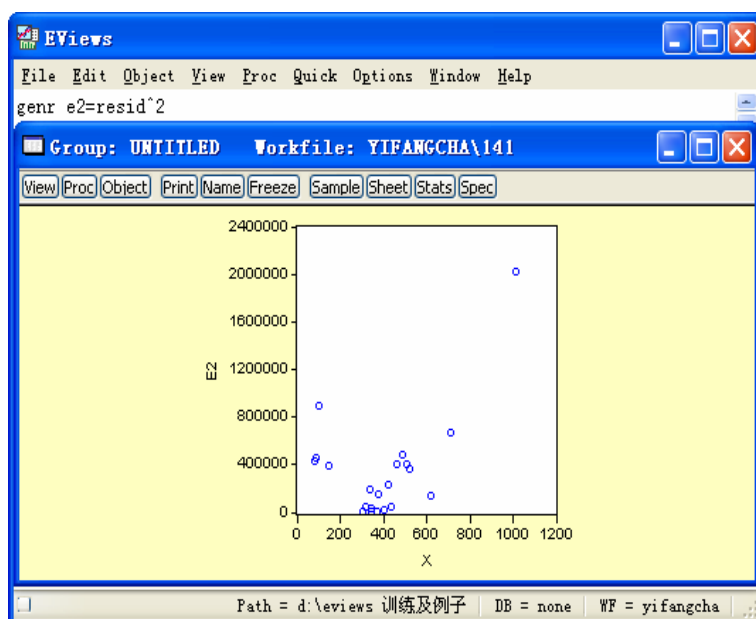


图 2.3.5

判断。由图 2.3.5 可以看出，残差平方 e_i^2 对解释变量 X_i 的散点图主要分布在图形中的下三角部分，大致看出残差平方 e_i^2 随 X_i 的变动呈增大的趋势，因此，模型很可能存在异方差。但是否确实存在异方差还应通过更进一步的检验。

(2) Goldfeld-Quanadt 检验

对变量取值排序（按递增或递减）。直接在工作文件窗口中按 Proc\Sort Current Page..., 在弹出的对话框中输入 X 即可（默认项是 Ascending（升序））。本例选升序排序，这时变量 Y 与 X 将以 X 按升序排序（如图 2.3.6）。

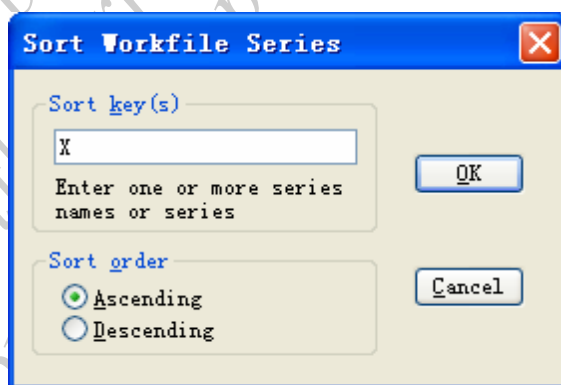


图 2.3.6

构造子样本区间，建立回归模型。在本例中，样本容量 $n = 21$ ，删除中间 1/4 的观测值，即大约 5 个观测值，余下部分平分得两个样本区间：1—8 和 14—21，它们的样本个数均是 8 个，即 $n_1 = n_2 = 8$ 。

在工作文件窗口中按在 Sample 菜单，在弹出的对话框中输入 1 8，将样本期改为 1~8

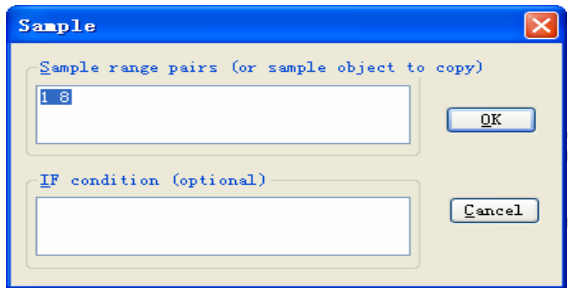


图 2.3.7

然后用 OLS 方法求得如下结果

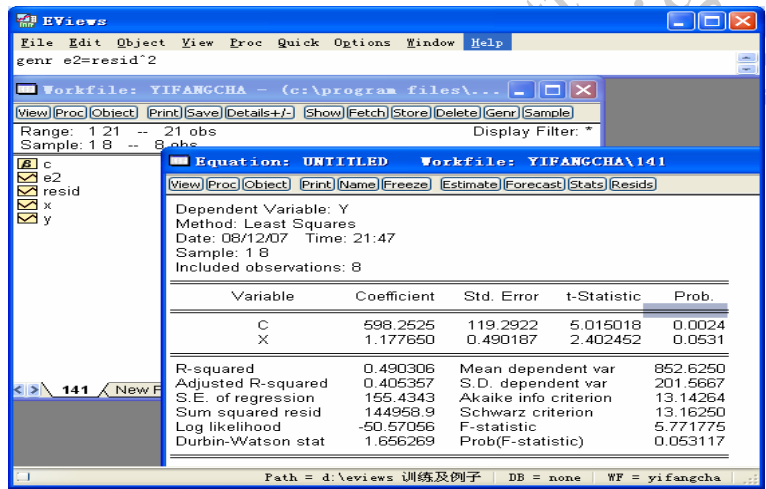


图 2.3.8

在 Sample 菜单里,将区间定义为 14~21,再用 OLS 方法求得如下结果

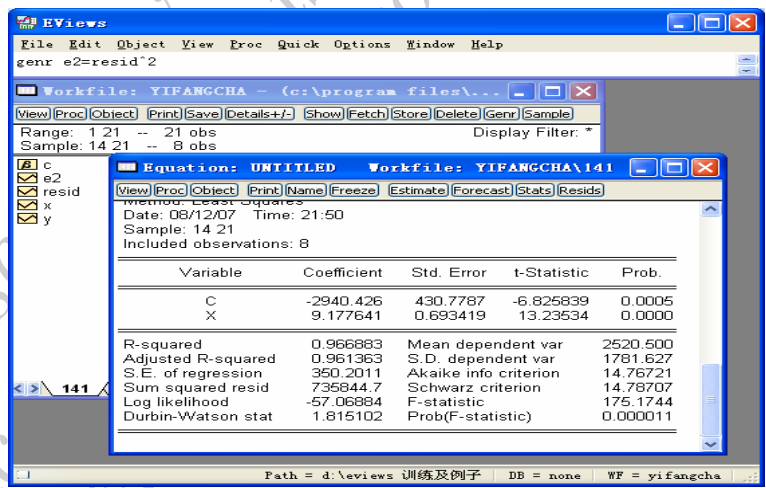


图 2.3.9

下面求F统计量值。基于图 2.3.8和图 2.3.9中残差平方和的数据,即 Sum squared resid

的值。由图 2.3.8 计算得到的残差平方和为 $\sum e_{it}^2 = 144958.9$ ，由图 2.3.9 计算得到的残差

平方和为 $\sum e_{2i}^2 = 735844.7$ ，根据 Goldfeld-Quanadt 检验，F 统计量为

$$F = \frac{\sum e_{2i}^2}{\sum e_{1i}^2} = \frac{735844.7}{144958.9} = 5.0762 \quad (2.3.2)$$

判断。在 $\alpha = 0.05$ 下，在式 2.3.1 中分子、分母的自由度均为 6，查 F 分布表得临界值为 $F_{0.05}(6,6) = 4.28$ ，因为 $F = 5.0762 > F_{0.05}(6,6) = 4.28$ ，所以拒绝原假设，表明模型确实存在异方差。

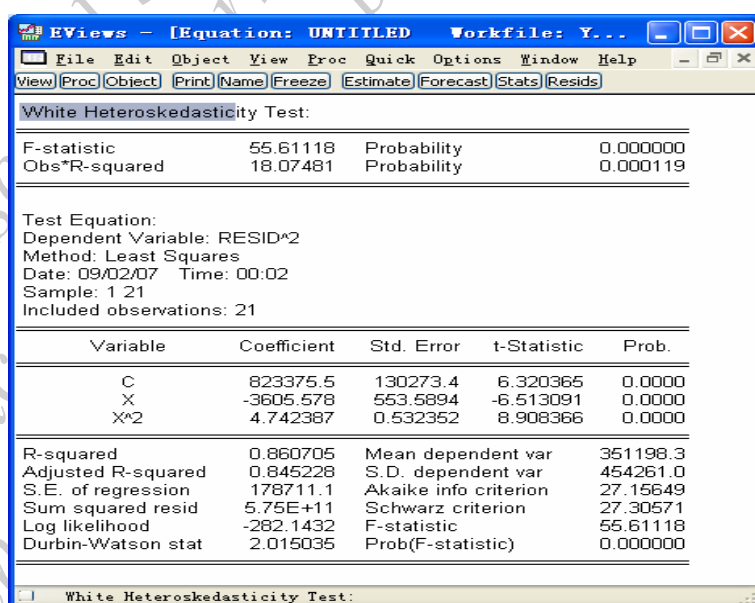
(3) White 检验

由图 2.3.3 估计结果，按路径 view/Residual tests/white heteroskedasticity (no cross terms or cross terms)，进入 White 检验。根据 White 检验中辅助函数的构造，最后一项为变量的交叉乘积项，因为本例为一元函数，故无交叉乘积项，因此应选 no cross terms，则辅助函数为

$$\sigma_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \alpha_2 x_i^2 + v_i \quad (2.3.3)$$

经估计出现 White 检验结果，见图 2.3.10。

从图 2.3.10 可以看出， $nR^2 = 18.0748$ ，由 White 检验知，在 $\alpha = 0.05$ 下，查 χ^2 分布表，得临界值 $\chi_{0.05}^2(2) = 5.9915$ （在式 2.3.3 式中只有两项含有解释变量，故自由度为 2），比较计算的 χ^2 统计量与临界值，因为 $nR^2 = 18.0748 > \chi_{0.05}^2(2) = 5.9915$ ，所以拒绝原假设，不拒绝备择假设，表明模型存在异方差。



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	823375.5	130273.4	6.320365	0.0000
X	-3605.578	553.5894	-6.513091	0.0000
X^2	4.742387	0.532352	8.908366	0.0000

R-squared	0.860705	Mean dependent var	351198.3
Adjusted R-squared	0.845228	S.D. dependent var	454261.0
S.E. of regression	178711.1	Akaike info criterion	27.15649
Sum squared resid	5.75E+11	Schwarz criterion	27.30571
Log likelihood	-282.1432	F-statistic	55.61118
Durbin-Watson stat	2.015035	Prob(F-statistic)	0.000000

图 2.3.10

4、异方差性的修正

在运用 WLS 法估计过程中，我们分别选用了权数 $w_{1t} = 1/X_t$, $w_{2t} = 1/X_t^2$, $w_{3t} = 1/\sqrt{X_t}$ 。

权数的生成过程如下，由图 2.3.4，在对话框中的 Enter equation 处，按如下格式分别键入：

$w1 = 1/X$ ； $w2 = 1/X^2$ ； $w3 = 1/\text{sqr}(X)$ ，经估计检验发现用权数 w_{2t} 的效果最好。下面

仅给出用权数 w_{2t} 的结果。

在工作文件窗口中点 Quick\Estimate Equation, 在弹出的对话框中输入 $y \text{ c } x$

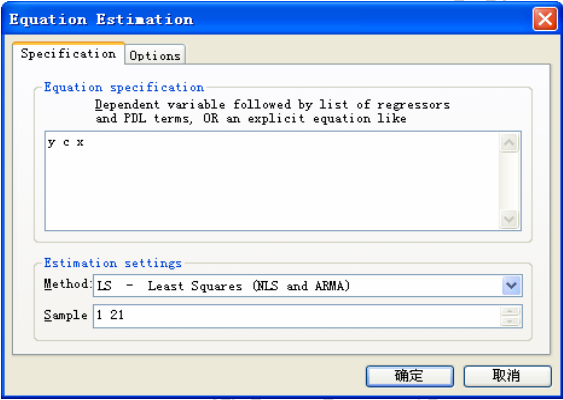


图 2.3.11

然后在图 2.3.11 中点 Options 选项，选中 Weighted LS/TLS 复选框，在 Weight 框中输入 $w2$ ，即可得到加权最小二乘法的结果。

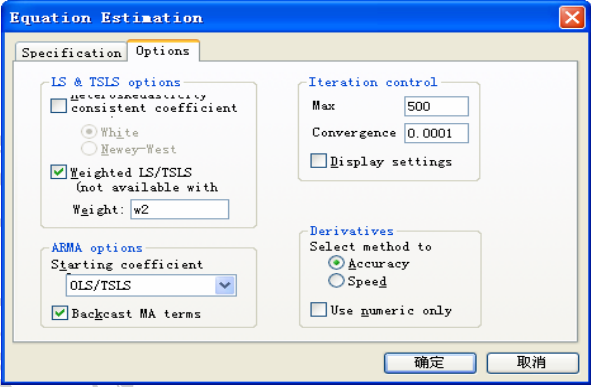


图 2.3.12

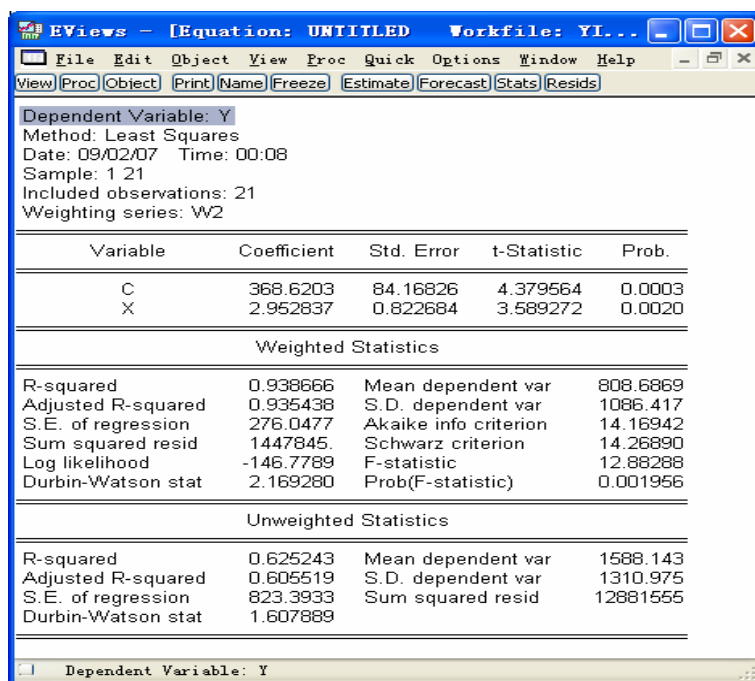


图 2.3.13

图 2.3.13 的估计结果如下

$$\hat{Y}_i = 368.6203 + 2.952837 X_i \quad (2.3.4)$$

$$(84.1683) \quad (0.8227)$$

$$t = (4.3796) \quad (3.5893)$$

$$R^2 = 0.9387, \bar{R}^2 = 0.9354, F = 12.88288, df = 19$$

括号中数据为 t 统计量值。

可以看出运用加权小二乘法消除了异方差性后，参数的 t 检验均显著，可决系数大幅提高， F 检验也显著，并说明人口数量每增加 1 万人，平均说来将增加 2.953 个卫生医疗机构，而不是引子中得出的增加 5.3735 个医疗机构。虽然这个模型可能还存在某些其他需要进一步解决的问题，但这一估计结果或许比引子中的结论更为接近真实情况。

【案例 2】自相关

在经济系统中，经济变量前后期之间很可能有关联，使得随机误差项不能满足无自相关的假定。本案例将探讨随机误差项不满足无自相关的古典假定时的参数估计问题。着重讨论自相关模型的图形法检验、DW 检验，与科克伦—奥克特迭代法对自相关修正。

1、建立 Workfile 和对象，录入变量 1985 年可比价格计的人均纯收入 X 和人均消费支出人口数 Y 如图 2.3.14。

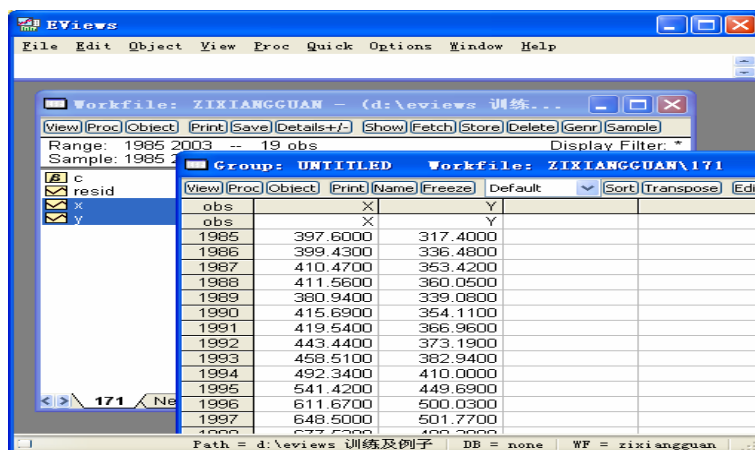


图 2.3.14

2、参数估计、检验模型的自相关

使用普通最小二乘法估计消费模型得



图 2.3.15

根据图 2.3.15，知估计结果如下

$$\hat{Y}_t = 106.7574 + 0.5998X_t \quad (2.3.5)$$

$$(12.2237) \quad (0.0214)$$

$$t = (8.7337) \quad (28.0367)$$

$$R^2 = 0.9788 \quad \bar{R}^2 = 0.9776 \quad F = 786.0569 \quad df = 17 \quad DW = 0.7705$$

该回归方程可决系数较高，回归系数均显著。对样本量为 19、一个解释变量的模型、5%显著水平，查DW统计表可知， $d_L=1.18$ ， $d_U=1.40$ ，模型中 $DW < d_L$ ，显然消费模型中有自相关。这一点残差图中也可从看出，点击EViews方程输出窗口的按钮Resids可得到残差图 2.3.16 (此图还包括拟合值、实际值，如果只要残差图，可点击view\Actual,Fitted,Residual \Residual Graph)

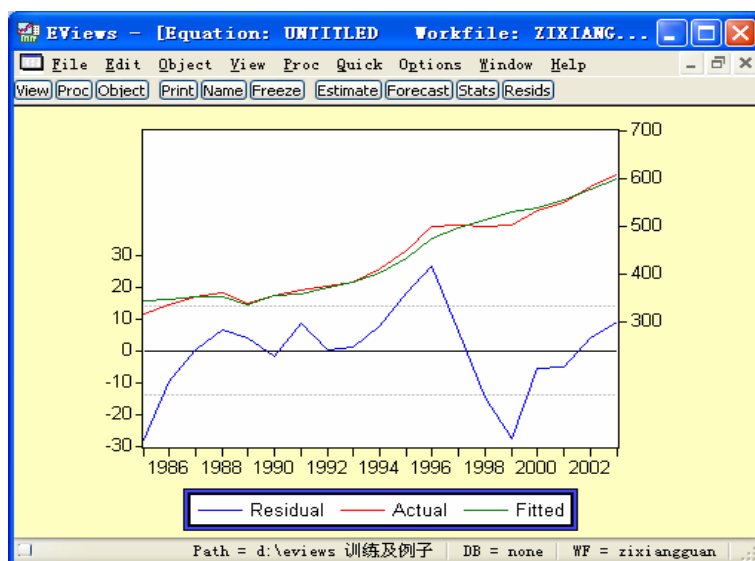


图 2.3.16 残差图

图 2.3.16 残差图中，残差的变动有系统模式，连续为正和连续为负，表明残差项存在一阶正自相关，模型中 t 统计量和 F 统计量的结论不可信，需采取补救措施。

3、自相关问题的修正

为解决自相关问题，选用科克伦—奥克特迭代法。由式 2.3.5 可得残差序列 e_t ，在 EViews 中，每次回归的残差存放在 resid 序列中，为了对残差进行回归分析，需生成命名为 e 的残差序列。点击工作文件窗口工具栏中的 Genr，在弹出的对话框中输入 $e = resid$ ，点击 OK 得到残差序列 e_t 。

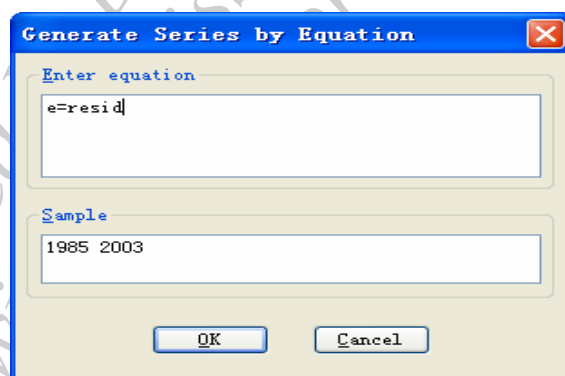


图 2.3.17

使用 e_t 进行滞后一期的自回归，在 EViews 命令栏中输入 $ls\ e(-1)$

$$\text{可得回归方程} \quad e_t = 0.496086e_{t-1} \quad (2.3.6)$$

由式 2.3.6 可知 $\hat{\rho} = 0.496086$ ，对原模型进行广义差分，得到广义差分方程

$$Y_t - 0.4960Y_{t-1} = \beta_1(1 - 0.496086) + \beta_2(X_t - 0.496086X_{t-1}) + u_t \quad (2.3.7)$$

对式 2.3.7 的广义差分方程进行回归，在 EViews 命令栏中输入(注意中间空格)

$$\text{Is } Y-0.496086*Y(-1) \quad c \quad X-0.496086*X(-1),$$

回车后可得方程输出结果图 2.3.18。

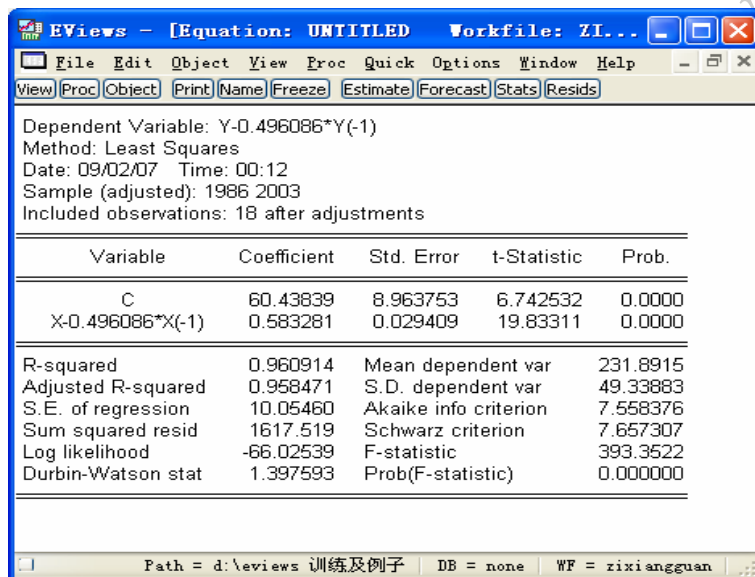


图 2.3.18

由图 2.3.18 可得回归方程为

$$\hat{Y}_t^* = 60.43839 + 0.583281X_t^* \quad (2.3.8)$$

$$\begin{matrix} (8.9638) & (0.0294) \\ t = (6.7425) & (19.8331) \\ R^2 = 0.9609 & R^2 = 0.9585 & F = 393.3522 & df = 16 & DW = 1.39759 \end{matrix}$$

式中, $\hat{Y}_t^* = Y_t - 0.496086Y_{t-1}$, $X_t^* = X_t - 0.496086X_{t-1}$ 。

由于使用了广义差分数据, 样本容量减少了 1 个, 为 18 个。查 5%显著水平的DW统计表可知 $d_L = 1.16$, $d_U = 1.39$, 模型中 $DW = 1.3979 > d_U$, 说明广义差分模型中已无自相关, 不必再进行迭代。同时可见, 可决系数 R^2 、 t 、 F 统计量也均达到理想水平。

对比式 2.3.5 和式 2.3.8, 很明显普通最小二乘法低估了回归系数 $\hat{\beta}_2$ 的标准误差。[原模型中 $Se(\hat{\beta}_2) = 0.0214$, 广义差分模型中为 $Se(\hat{\beta}_2) = 0.0294$]。

经广义差分后样本容量会减少 1 个, 为了保证样本数不减少, 可以使用普莱斯—温斯腾变换补充第一个观测值, 方法是 $X_1^* = X_1\sqrt{1-\rho^2}$ 和 $Y_1^* = Y_1\sqrt{1-\rho^2}$ 。在本例中即为

$X_1\sqrt{1-0.496086^2}$ 和 $Y_1\sqrt{1-0.496086^2}$ 。由于要补充因差分而损失的第一个观测值, 所以在EViews中就不能采用前述方法直接在命令栏输入 Y 和 X 的广义差分函数表达式, 而是要生

成 X 和 Y 的差分序列 XN 与 YN (这里,我们以 XN 代替书上的 X^* , YN 代替 Y^*)。点击工作文件窗口工具栏中的 **Genr**, 在弹出的对话框中输入 $YN = Y - 0.496086 * Y(-1)$, 点击 **OK** 得到广义差分序列 YN , 同样的方法得到广义差分序列 XN 。此时的 XN 和 YN 都缺少第一个观测值, 需计算后补充进去, 计算得 $XN_1 = 345.2255$, $YN_1 = 275.58997$, 双击工作文件窗口的 XN 打开序列显示窗口, 点击 **Edit+/-** 按钮, 将 $XN_1 = 345.2255$ 补充到 1985 年对应的栏目中, 得到 XN 的 19 个观测值的序列。同样的方法可得到 YN 的 19 个观测值序列。

在命令栏中输入 `ls yn c xn` 得到普莱斯—温斯腾变换的广义差分模型为

$$YN_t = 59.49956 + 0.58889 XN_t \quad (2.3.10)$$

$$t = (9.1291) \quad (0.0297)$$

$$t = (6.5177) \quad (19.8071)$$

$$R^2 = 0.9585 \quad \bar{R}^2 = 0.9560 \quad F = 392.3237 \quad df = 17 \quad DW = 1.3455$$

对比式 2.3.9 和式 2.3.10 可发现, 两者的参数估计值和各检验统计量的差别很微小, 说明在本例中使用普莱斯—温斯腾变换与直接使用科克伦—奥克特两步法的估计结果无显著差异, 这是因为本例中的样本还不算太小。如果实际应用中样本较小, 则两者的差异会较大。通常对于小样本, 应采用普莱斯—温斯腾变换补充第一个观测值。

由式 2.3.7 有

$$\hat{\beta}_1 = \frac{59.49956}{1 - 0.496086} = 118.0748 \quad (2.3.11)$$

由此, 我们得到最终的中国农村居民消费模型为

$$Y_t = 118.0748 + 0.58889 X_t \quad (2.3.12)$$

由式 2.3.12 的中国农村居民消费模型可知, 中国农村居民的边际消费倾向为 0.58889, 即中国农民每增加收入 1 元, 将增加消费支出 0.58889 元。

实验四 分布滞后模型与自回归模型

一、实验目的：掌握分布滞后模型与自回归模型的估计与应用，熟悉 EViews 的基本操作。

二、实验要求：

应用教材第 199 页案例利用阿尔蒙法做有限分布滞后模型的估计；应用教材第 201 页案例做分布滞后模型与自回归模型的估计。

三、实验原理：普通最小二乘法、阿尔蒙法、德宾 h 检验

四、预备知识：最小二乘法估计的原理、t 检验、拟合优度检验、阿尔蒙法、多项式近似、德宾 h 检验

五、实验步骤

【案例 1】 分布滞后模型与自回归模型

货币主义学派认为，产生通货膨胀的必要条件是货币的超量供应。物价变动与货币供应量的变化有着较为密切的联系，但是二者之间的关系不是瞬时的，货币供应量的变化对物价的影响存在一定时滞。有研究表明，西方国家的通货膨胀时滞大约为 2—3 个季度。

1. 建立工作文件并录入数据

在中国，大家普遍认同货币供给的变化对物价具有滞后影响，但滞后期究竟有多长，还存在不同的认识。下面采集 1996—2005 年全国广义货币供应量和物价指数的月度数据（见教材 202 页表 7.4）对这一问题进行研究。

（1）双击桌面 EViews 快速启动图标，启动 EViews5.1 程序。

（2）点击主界面菜单 File/New/Workfile，弹出 Workfile Create 对话框，在该对话框右侧下拉菜单中选择本案例所需的数据频度 Dated-regular frequency data, monthly（本案例为时间序列数据）；在数据起始、终止两栏中填入 1996:1 和 2005:5，表示数据从 1996 年 1 月其到 2005 年 5 月结束；在右下可输入 Workfile 的名称，如 P201。如图 4.1.1 所示。

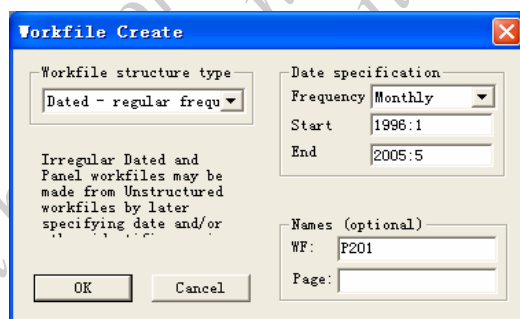


图 4.1.1

点击左下的“OK”就建立了一个名称为 P201 的 Workfile。如图 4.1.2 所示：

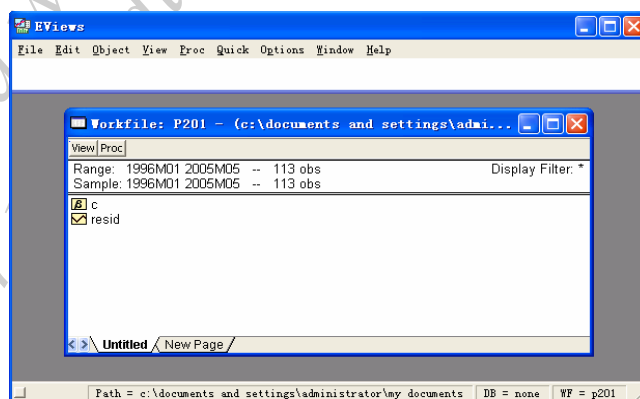


图 4.1.2

建立 Workfile 后，录入数据（方法可参考第一部分的示例）。得到下图 4.1.3 所示结果。

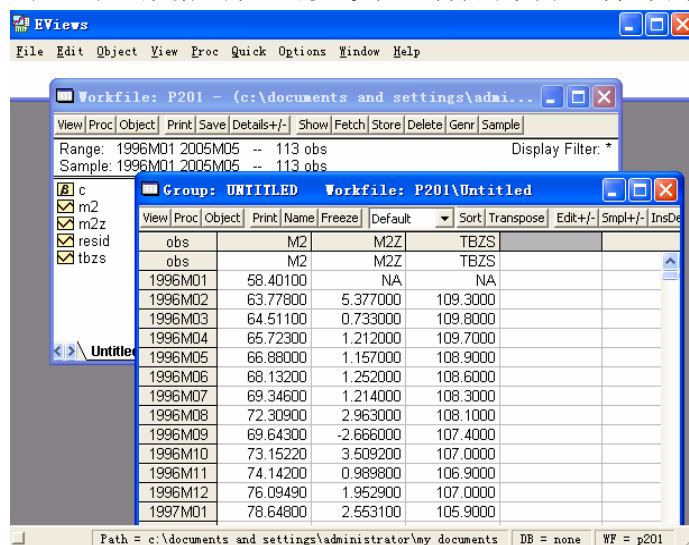


图 4.1.5

2. 模型设定，估计与检验

为了考察货币供应量的变化对物价的影响，我们用广义货币 M2 的月增长量 M2Z 作为解释变量，以居民消费价格月度同比指数 TBZS 为被解释变量进行研究。首先估计如下回归模型

$$TBZS_t = \alpha + \beta_0 M2Z_t + u_t$$

得如图 4.1.6 的回归结果：

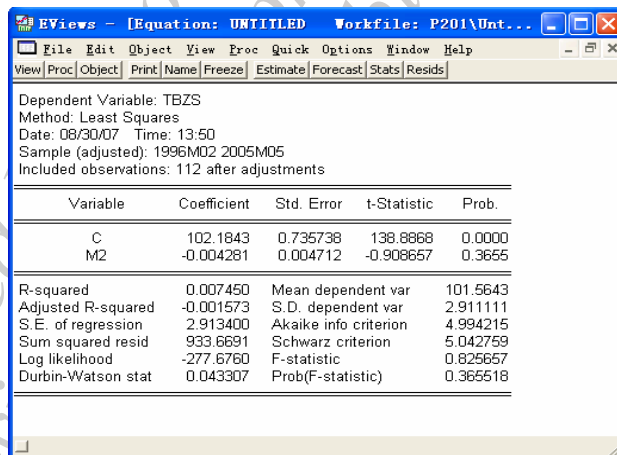
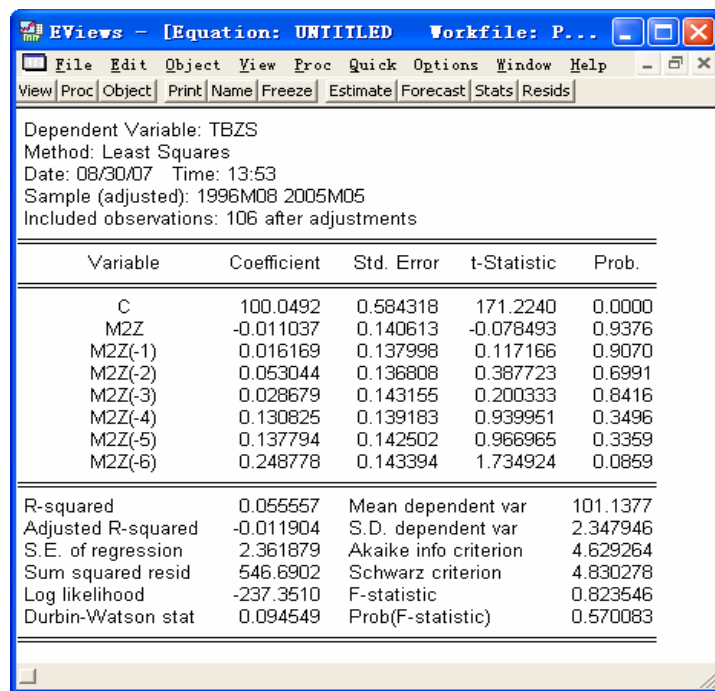


图 4.1.6

从图 4.1.6 的回归结果来看，M2Z 的 t 统计量值不显著，表明当期货币供应量的变化对当期物价水平的影响在统计意义上不明显。为了分析货币供应量变化影响物价的滞后性，我们做滞后 6 个月的分布滞后模型的估计，在 Eviews 工作文档的方程设定窗口中，输入

TBZS C M2Z M2Z(-1) M2Z(-2) M2Z(-3) M2Z(-4) M2Z(-5) M2Z(-6)

结果如下图 4.1.7:

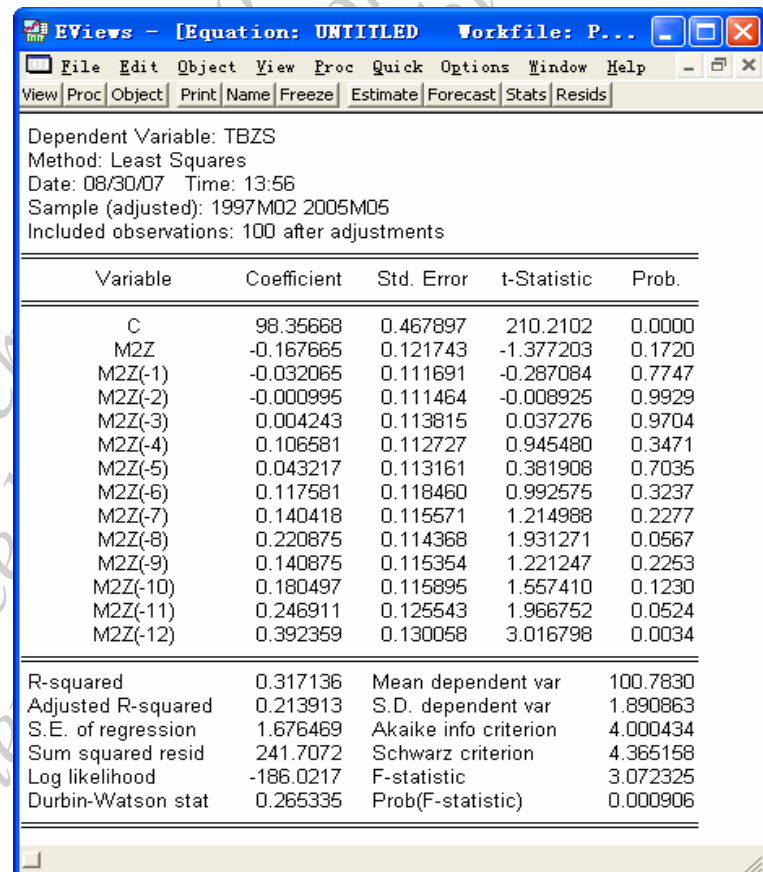


Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	100.0492	0.584318	171.2240	0.0000
M2Z	-0.011037	0.140613	-0.078493	0.9376
M2Z(-1)	0.016169	0.137998	0.117166	0.9070
M2Z(-2)	0.053044	0.136808	0.387723	0.6991
M2Z(-3)	0.028679	0.143155	0.200333	0.8416
M2Z(-4)	0.130825	0.139183	0.939951	0.3496
M2Z(-5)	0.137794	0.142502	0.966965	0.3359
M2Z(-6)	0.248778	0.143394	1.734924	0.0859

R-squared	0.055557	Mean dependent var	101.1377
Adjusted R-squared	-0.011904	S.D. dependent var	2.347946
S.E. of regression	2.361879	Akaike info criterion	4.629264
Sum squared resid	546.6902	Schwarz criterion	4.830278
Log likelihood	-237.3510	F-statistic	0.823546
Durbin-Watson stat	0.094549	Prob(F-statistic)	0.570083

图 4.1.7

从图 4.1.7 的回归结果来看，M2Z 各滞后期的系数逐步增加，表明当期货币供应量的变化对物价水平的影响要经过一段时间才能逐步显现。但各滞后期的系数的 t 统计量值不显著，因此还不能据此判断滞后期究竟有多长。为此，我们做滞后 12 个月的分滞后期模型的估计，结果如下图 4.1.8：

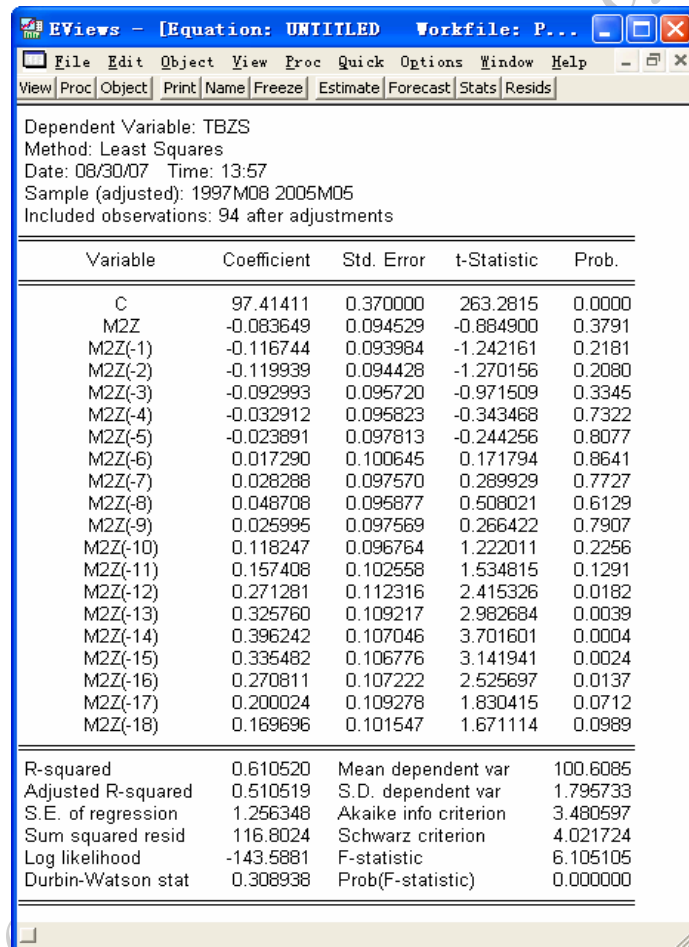


Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	98.35668	0.467897	210.2102	0.0000
M2Z	-0.167665	0.121743	-1.377203	0.1720
M2Z(-1)	-0.032065	0.111691	-0.287084	0.7747
M2Z(-2)	-0.000995	0.111464	-0.008925	0.9929
M2Z(-3)	0.004243	0.113815	0.037276	0.9704
M2Z(-4)	0.106581	0.112727	0.945480	0.3471
M2Z(-5)	0.043217	0.113161	0.381908	0.7035
M2Z(-6)	0.117581	0.118460	0.992575	0.3237
M2Z(-7)	0.140418	0.115571	1.214988	0.2277
M2Z(-8)	0.220875	0.114368	1.931271	0.0567
M2Z(-9)	0.140875	0.115354	1.221247	0.2253
M2Z(-10)	0.180497	0.115895	1.557410	0.1230
M2Z(-11)	0.246911	0.125543	1.966752	0.0524
M2Z(-12)	0.392359	0.130058	3.016798	0.0034

R-squared	0.317136	Mean dependent var	100.7830
Adjusted R-squared	0.213913	S.D. dependent var	1.890863
S.E. of regression	1.676469	Akaike info criterion	4.000434
Sum squared resid	241.7072	Schwarz criterion	4.365158
Log likelihood	-186.0217	F-statistic	3.072325
Durbin-Watson stat	0.265335	Prob(F-statistic)	0.000906

图 4.1.8

图 4.1.8 的结果显示, 从 M2Z 到 M2Z(-11), 回归系数都不显著异于零, 而 M2Z(-12) 的回归系数 t 统计量值为 3.016798, 在 5% 显著性水平下拒绝系数为零的原假设。这一结果表明, 当期货币供应量变化对物价水平的影响在经过 12 个月 (即一年) 后明显地显现出来。为了考察货币供应量变化对物价水平影响的持续期, 我们做滞后 18 个月的分布滞后模型的估计, 结果如下图 4.1.9:



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	97.41411	0.370000	263.2815	0.0000
M2Z	-0.083649	0.094529	-0.884900	0.3791
M2Z(-1)	-0.116744	0.093984	-1.242161	0.2181
M2Z(-2)	-0.119939	0.094428	-1.270156	0.2080
M2Z(-3)	-0.092993	0.095720	-0.971509	0.3345
M2Z(-4)	-0.032912	0.095823	-0.343468	0.7322
M2Z(-5)	-0.023891	0.097813	-0.244256	0.8077
M2Z(-6)	0.017290	0.100645	0.171794	0.8641
M2Z(-7)	0.028288	0.097570	0.289929	0.7727
M2Z(-8)	0.048708	0.096877	0.508021	0.6129
M2Z(-9)	0.025995	0.097569	0.266422	0.7907
M2Z(-10)	0.118247	0.096764	1.222011	0.2256
M2Z(-11)	0.157408	0.102558	1.534815	0.1291
M2Z(-12)	0.271281	0.112316	2.415326	0.0182
M2Z(-13)	0.325760	0.109217	2.982684	0.0039
M2Z(-14)	0.396242	0.107046	3.701601	0.0004
M2Z(-15)	0.335482	0.106776	3.141941	0.0024
M2Z(-16)	0.270811	0.107222	2.525697	0.0137
M2Z(-17)	0.200024	0.109278	1.830415	0.0712
M2Z(-18)	0.169696	0.101547	1.671114	0.0989

R-squared	0.610520	Mean dependent var	100.6085
Adjusted R-squared	0.510519	S.D. dependent var	1.795733
S.E. of regression	1.256348	Akaike info criterion	3.480597
Sum squared resid	116.8024	Schwarz criterion	4.021724
Log likelihood	-143.5881	F-statistic	6.105105
Durbin-Watson stat	0.308938	Prob(F-statistic)	0.000000

图 4.1.9

图 4.1.9 的结果表明, 从滞后 12 个月开始 t 统计量值显著, 一直到滞后 16 个月为止, 从滞后第 17 个月开始 t 值变得不显著; 再从回归系数来看, 从滞后 11 个月开始, 货币供应量变化对物价水平的影响明显增加, 再滞后 14 个月时达到最大, 然后逐步下降。

3. 结果分析

通过上述一系列分析, 我们可以做出这样的判断: 在我国, 货币供应量变化对物价水平的影响具有明显的滞后性, 滞后期大约为一年, 而且滞后影响具有持续性, 持续的长度大约为半年, 其影响力度先递增然后递减, 滞后结构为 Λ 型。

当然, 从上述回归结果也可以看出, 回归方程的 R^2 不高, DW 值也偏低, 表明除了货币供应量外, 还有其他因素影响物价变化; 同时, 过多的滞后变量也可能引起多重共线性问题。如果我们分析的重点是货币供应量变化对物价影响的滞后性, 上述结果已能说明问题。

如果要提高模型的预测精度，则可以考虑对模型进行改进。根据前面的分析可知，分布滞后模型可以用自回归模型来代替，因此我们估计如下子自回归模型：

$$TBZS_t = \alpha + \beta TBZS_{t-1} + u_t$$

在 Eviews 工作文档的方程设定窗口中，输入

TBZS C TBZS(-1)

估计结果如下图 4.1.10：

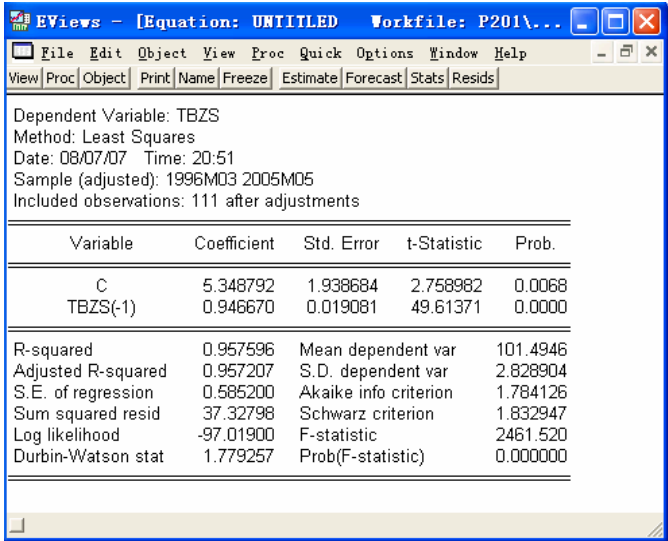


图 4.1.10

因此，我们得到回归方程：

$$\begin{aligned}
 TBZS_t &= 5.3488 + 0.9467TBZS_{t-1} \\
 &\quad (1.9387) \quad (0.0191) \\
 &\quad (2.7590) \quad (49.6137) \\
 R^2 &= 0.9576 \quad \bar{R}^2 = 0.9572 \quad F = 2461.520 \quad df = 109 \quad DW = 1.7793
 \end{aligned}$$

【案例 2】分布滞后模型与阿尔蒙法

为了研究 1955—1974 年期间美国制造业库存量 Y 和销售额 X 的关系，我们在教材例 7.3 中采用了经验加权法估计分布滞后模型。尽管经验加权法具有一些优点，但是设置权数的主观随意性较大，要求分析者对实际问题的特征有比较透彻的了解。下面用阿尔蒙法估计如下有限分布滞后模型：

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + u_t$$

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。下面结合本例给出操作过程：

1. 建立工作文件并录入数据

同前操作在 Eviews 中输入 X 和 Y 的数据，如图 4.2.1 所示：

obs	Y	X
1955	450.6900	264.8000
1956	506.4200	277.4000
1957	518.7000	287.3600
1958	500.7000	272.8000
1959	527.0700	302.1900
1960	538.1400	307.9600
1961	549.3900	308.9600
1962	582.1300	331.1300
1963	600.4300	350.3200
1964	633.8300	373.3500
1965	682.2100	410.0300
1966	779.6500	448.6900
1967	846.5500	464.4900
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

图 4.2.1

2. 模型估计与检验

进入 Equation Specification 对话框，键入方程形式

$$Y = C + PDL(X, 3, 2)$$

其中，“PDL 指令”表示进行多项式分布滞后（Polynomial Distributed Lags）模型的估计，括号中的 3 表示 X 的分布滞后长度，2 表示多项式的阶数。在 Estimation Settings 栏中选择 Least Squares(最小二乘法)，点击 OK，屏幕将显示回归分析结果如下图 4.2.2:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-71.38141	19.91206	-3.584833	0.0033
PDL01	1.130509	0.179875	6.284984	0.0000
PDL02	0.037469	0.162261	0.230919	0.8210
PDL03	-0.431647	0.166337	-2.595007	0.0222

R-squared	0.996803	Mean dependent var	818.6900
Adjusted R-squared	0.996065	S.D. dependent var	279.9174
S.E. of regression	17.55873	Akaike info criterion	8.771303
Sum squared resid	4008.015	Schwarz criterion	8.967354
Log likelihood	-70.55608	F-statistic	1351.083
Durbin-Watson stat	1.847312	Prob(F-statistic)	0.000000

Lag Distribution of X	i	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
	0	0.66139	0.16525	4.00249
	1	1.13051	0.17987	6.28498
	2	0.73633	0.16412	4.48665
	3	-0.52114	0.23465	-2.22093
Sum of Lags		2.00709	0.06324	31.7393

图 4.2.2

对图 4.2.2 的结果，有如下的具体说明

1. 回归系数 PDL01、PDL02 等是多项式分布滞后系数，其计算公式为

$$\beta_{j+1} = PDL01 + PDL02j + PDL03j^2 + PDL04j^3 + PDL05j^4 + \dots \quad j \leq 10$$

例如，

$$\beta_0 = PDL01 + PDL02(-1) + PDL03(-1)^2 = 1.130509 - 0.037469 + (-0.431647) = 0.661393$$

$$\beta_1 = PDL01 + PDL02(0) + PDL03(0)^2 = 1.130509$$

等等。

需要说明的是，这部分回归结果的计算公式与阿尔蒙法的计算公式是有区别的。阿尔蒙法的计算公式为： $\beta_i = a_0 + a_1i + a_2i^2 + a_3i^3 + \dots$ 。请同学们自行比较分析两者之间的差异。

2. 回归结果的第二部分是“Lag Distribution of X”以下的部分。这部分主要是说明原始方程的回归结果。在本例中，我们有：

$$\begin{aligned} Y_t &= -71.3814 + 0.6614X_t + 1.1305X_{t-1} + 0.7363X_{t-2} - 0.5211X_{t-3} \\ se &= (19.9121) \quad (0.1653) \quad (0.1799) \quad (0.1641) \quad (0.2347) \\ t &= (-3.5848) \quad (4.0025) \quad (6.2850) \quad (4.4867) \quad (-2.2209) \end{aligned}$$

上述回归系数左侧的图形就是变量 X 回归系数的坐标图，横轴是以滞后阶次“i”为坐标（垂直向下），纵轴是以 β_i 为坐标（从左向右）。

3. 为了比较分析阿尔蒙法的基本原理，我们可采用多项式近似的方法分步再次完成教材例 7.3。首先将系数 β_i ($i=0,1,2,3$) 用二次多项式近似，即

$$\beta_0 = \alpha_0$$

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

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

$$\beta_3 = \alpha_0 + 3\alpha_1 + 9\alpha_2$$

则原模型可变为

$$Y_t = \alpha + \alpha_0 Z_{0t} + \alpha_1 Z_{1t} + \alpha_2 Z_{2t} + u_t$$

其中

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

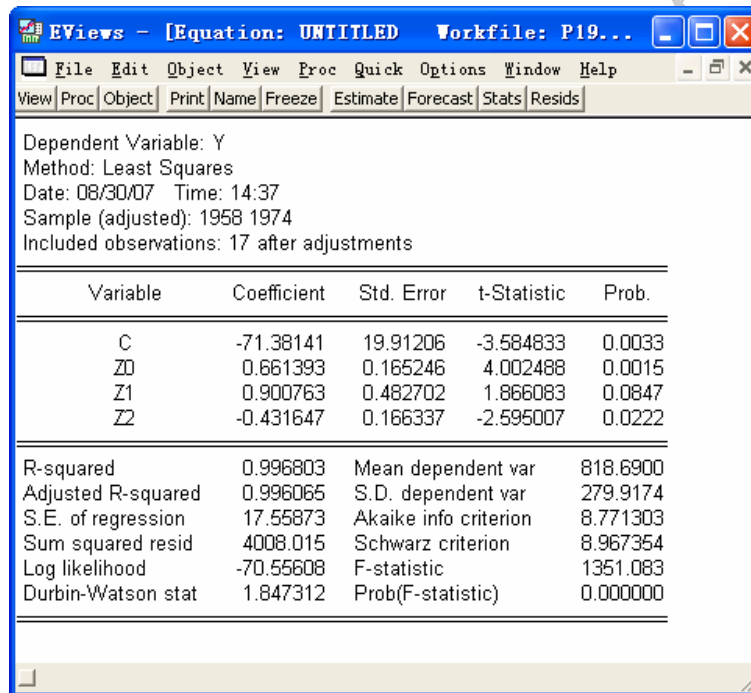
$$Z_{1t} = X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3}$$

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

在Eviews工作文件中输入X和Y的数据，在工作文件窗口中点击“Genr”工具栏，出现对话框，输入生成变量 Z_{0t} 的公式，点击“OK”；类似，可生成 Z_{1t} 、 Z_{2t} 变量的数据。进入Equation Specification 对话框，键入回归方程形式

$$Y \quad C \quad Z_0 \quad Z_1 \quad Z_2$$

点击“OK”，显示回归结果如图 4.2.3：



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-71.38141	19.91206	-3.584833	0.0033
Z0	0.661393	0.165246	4.002488	0.0015
Z1	0.900763	0.482702	1.866083	0.0847
Z2	-0.431647	0.166337	-2.595007	0.0222

R-squared	0.996803	Mean dependent var	818.6900
Adjusted R-squared	0.996065	S.D. dependent var	279.9174
S.E. of regression	17.55873	Akaike info criterion	8.771303
Sum squared resid	4008.015	Schwarz criterion	8.967354
Log likelihood	-70.55608	F-statistic	1351.083
Durbin-Watson stat	1.847312	Prob(F-statistic)	0.000000

图 4.2.3

图 4.2.3 中 Z_0 、 Z_1 、 Z_2 对应的系数分别为 α_0 、 α_1 、 α_2 的估计值 $\hat{\alpha}_0$ 、 $\hat{\alpha}_1$ 、 $\hat{\alpha}_2$ 。将它们

代入分布滞后系数的阿尔蒙多项式中，可计算出 $\hat{\beta}_0$ 、 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 、 $\hat{\beta}_3$ 的估计值为：

$$\hat{\beta}_0 = \hat{\alpha}_0 = 0.661393$$

$$\hat{\beta}_1 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 = 0.661393 + 0.900763 + (-0.431647) = 1.130509$$

$$\hat{\beta}_1 = \hat{\alpha}_0 + 2\hat{\alpha}_1 + 4\hat{\alpha}_2 = 0.661393 + 2 \times 0.900763 + 4 \times (-0.431647) = 0.736331$$

$$\hat{\beta}_1 = \hat{\alpha}_0 + 3\hat{\alpha}_1 + 9\hat{\alpha}_2 = 0.661393 + 3 \times 0.900763 + 9 \times (-0.431647) = -0.521141$$

从而，分布滞后模型的最终估计式为：

$$Y_t = -71.38141 + 0.631393X_t + 1.130509X_{t-1} + 0.736331X_{t-2} - 0.521141X_{t-3}$$

值得注意的是，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形如教材（7.4）式的阿尔蒙多项式，而是阿尔蒙多项式的派生形式。因此，输出结果中 PDL01、PDL02、PDL03 对应的估计系数不是阿尔蒙多项式系数 α_0 、 α_1 、 α_2 的估计。

但同分步计算的结果相比，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。

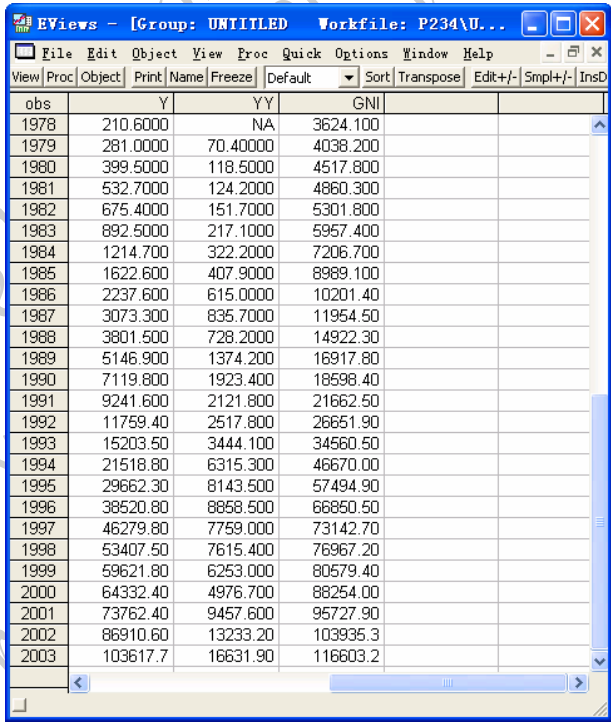
实验五 虚拟解释变量回归

- 一、实验目的：掌握虚拟解释变量回归模型的估计与应用，熟悉 EViews 的基本操作。
- 二、实验要求：应用教材第 234 页案例做解释变量回归与分析。
- 三、实验原理：普通最小二乘法、虚拟变量设置原则、分段线性回归
- 四、预备知识：最小二乘法估计的原理、t 检验、拟合优度检验、虚拟变量设置陷阱
- 五、实验步骤

【案例】 虚拟解释变量回归

改革开放以来，随着经济的发展中国城乡居民的收入快速增长，同时城乡居民的储蓄存款也迅速增长。经济学界的一种观点认为，20 世纪 90 年代以后由于经济体制、住房、医疗、养老等社会保障体制的变化，使居民的储蓄行为发生了明显改变。为了考察改革开放以来中国居民的储蓄存款与收入的关系是否已发生变化，以城乡居民人民币储蓄存款年底余额代表居民储蓄（Y），以国民总收入 GNI 代表城乡居民收入，分析居民收入对储蓄存款影响的数量关系。

1. 建立工作文件并录入数据



obs	Y	YY	GNI
1978	210.6000	NA	3624.100
1979	281.0000	70.40000	4038.200
1980	399.5000	118.5000	4517.800
1981	532.7000	124.2000	4860.300
1982	675.4000	151.7000	5301.800
1983	892.5000	217.1000	5957.400
1984	1214.700	322.2000	7206.700
1985	1622.600	407.9000	8989.100
1986	2237.600	615.0000	10201.40
1987	3073.300	835.7000	11954.50
1988	3801.500	728.2000	14922.30
1989	5146.900	1374.200	16917.80
1990	7119.800	1923.400	18598.40
1991	9241.600	2121.800	21662.50
1992	11759.40	2517.800	26651.90
1993	15203.50	3444.100	34560.50
1994	21518.80	6315.300	46670.00
1995	29662.30	8143.500	57494.90
1996	38520.80	8858.500	66850.50
1997	46279.80	7759.000	73142.70
1998	53407.50	7615.400	76967.20
1999	59621.80	6253.000	80579.40
2000	64332.40	4976.700	86254.00
2001	73762.40	9457.600	95727.90
2002	86910.60	13233.20	103935.3
2003	103617.7	16631.90	116603.2

图 5.1.1

2. 模型设定

为了研究 1978—2003 年期间城乡居民储蓄存款随收入的变化规律是否有变化, 考证城乡居民储蓄存款、国民总收入随时间的变化情况, 如下图 5.1.2 所示:

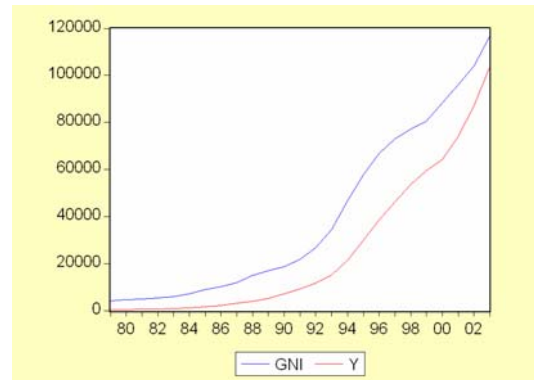


图 5.1.2

从图 5.1.2 中, 尚无法得到居民的储蓄行为发生明显改变的详尽信息。若取居民储蓄的增量 (YY), 并作时序图 (见图 5.1.3)

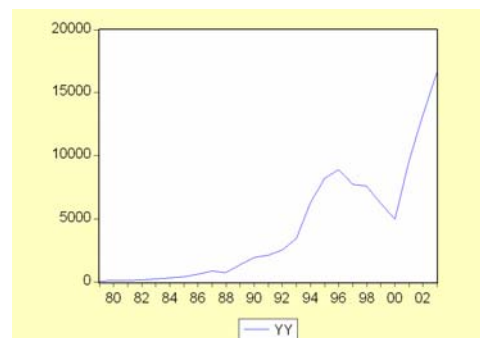


图 5.1.3

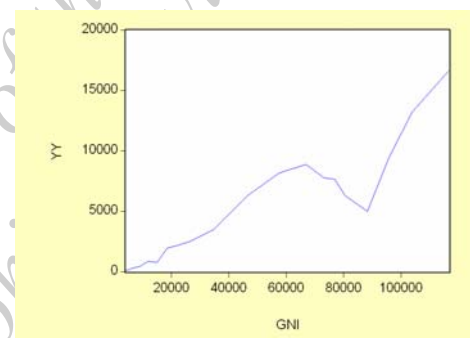


图 5.1.4

从居民储蓄增量图可以看出, 城乡居民的储蓄行为表现出了明显的阶段特征: 在 1996 年和 2000 年有两个明显的转折点。再从城乡居民储蓄存款增量与国民总收入之间关系的散布图看 (见图 5.1.4), 也呈现出了相同的阶段性特征。

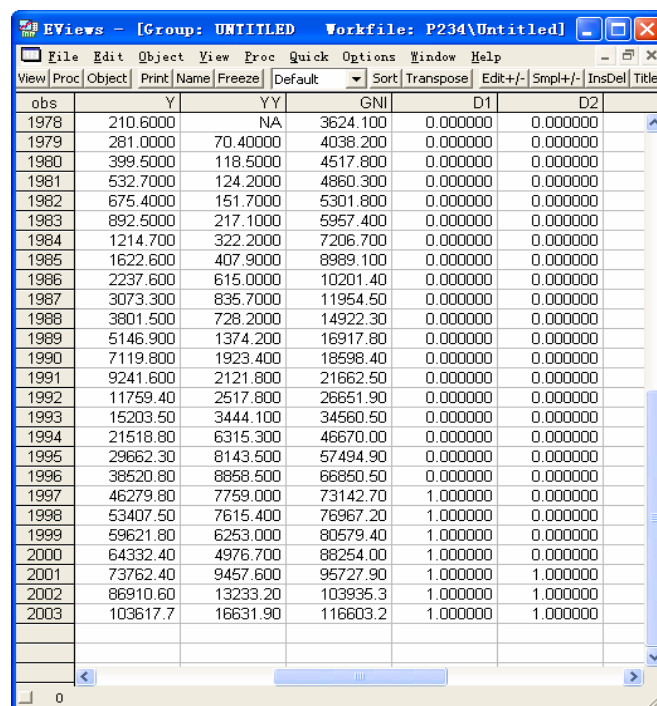
为了分析居民储蓄行为在 1996 年前后和 2000 年前后三个阶段的数量关系, 引入虚拟变量 D_1 和 D_2 。 D_1 和 D_2 的选择, 是以 1996、2000 年两个转折点作为依据, 1996 年的 GNI 为 66850.50 亿元, 2000 年的 GNI 为 8254.00 亿元, 并设定了如下以加法和乘法两种方式同时引入虚拟变量的模型:

$$YY_t = \beta_1 + \beta_2 GNI_t + \beta_3 (GNI_t - 66850.50) D_{1t} + \beta_4 (GNI_t - 88254.00) D_{2t} + u_t$$

$$\text{其中: } D_{1t} = \begin{cases} 1 & t = 1996 \text{ 年以后} \\ 0 & t = 1996 \text{ 年及以前} \end{cases} \quad D_{2t} = \begin{cases} 1 & t = 2000 \text{ 年以后} \\ 0 & t = 2000 \text{ 年及以前} \end{cases}$$

3. 估计与检验

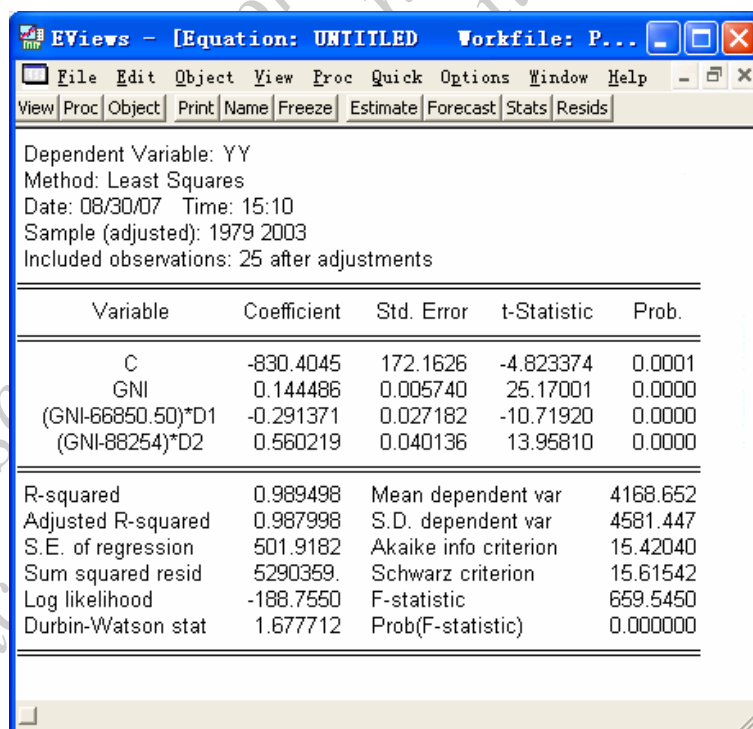
此时虚拟变量的数据如下图 5.1.5:



obs	Y	YY	GNI	D1	D2
1978	210.6000	NA	3624.100	0.000000	0.000000
1979	281.0000	70.40000	4038.200	0.000000	0.000000
1980	399.5000	118.5000	4517.800	0.000000	0.000000
1981	532.7000	124.2000	4860.300	0.000000	0.000000
1982	675.4000	151.7000	5301.800	0.000000	0.000000
1983	892.5000	217.1000	5957.400	0.000000	0.000000
1984	1214.700	322.2000	7206.700	0.000000	0.000000
1985	1622.600	407.9000	8989.100	0.000000	0.000000
1986	2237.600	615.0000	10201.40	0.000000	0.000000
1987	3073.300	835.7000	11954.50	0.000000	0.000000
1988	3801.500	728.2000	14922.30	0.000000	0.000000
1989	5146.900	1374.200	16917.80	0.000000	0.000000
1990	7119.800	1923.400	18598.40	0.000000	0.000000
1991	9241.600	2121.800	21662.50	0.000000	0.000000
1992	11759.40	2517.800	26651.90	0.000000	0.000000
1993	15203.50	3444.100	34560.50	0.000000	0.000000
1994	21518.80	6315.300	46670.00	0.000000	0.000000
1995	29662.30	8143.500	57494.90	0.000000	0.000000
1996	38520.80	8858.500	66850.50	0.000000	0.000000
1997	46279.80	7759.000	73142.70	1.000000	0.000000
1998	53407.50	7615.400	76967.20	1.000000	0.000000
1999	59621.80	6253.000	80579.40	1.000000	0.000000
2000	64332.40	4976.700	88254.00	1.000000	0.000000
2001	73762.40	9457.600	95727.90	1.000000	1.000000
2002	86910.60	13233.20	103935.3	1.000000	1.000000
2003	103617.7	16631.90	116603.2	1.000000	1.000000

图 5.1.5

对上式进行回归后，有：



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-830.4045	172.1626	-4.823374	0.0001
GNI	0.144486	0.005740	25.17001	0.0000
(GNI-66850.50)*D1	-0.291371	0.027182	-10.71920	0.0000
(GNI-88254)*D2	0.560219	0.040136	13.95810	0.0000

R-squared	0.989498	Mean dependent var	4168.652
Adjusted R-squared	0.987998	S.D. dependent var	4581.447
S.E. of regression	501.9182	Akaike info criterion	15.42040
Sum squared resid	5290359.	Schwarz criterion	15.61542
Log likelihood	-188.7550	F-statistic	659.5450
Durbin-Watson stat	1.677712	Prob(F-statistic)	0.000000

图5.1.6

即有：

$$YY_t = -830.4045 + 0.1445GNI_t - 0.2914(GNI_t - 66850.50)D_{1t} + 0.5602(GNI_t - 88254.00)D_{2t}$$

$$(172.1626) \quad (0.0057) \quad (0.0272) \quad (0.0401)$$

$$(-4.8234) \quad (25.1700) \quad (-10.7192) \quad (13.9581)$$

$$R^2 = 0.9895 \quad \bar{R}^2 = 0.9880 \quad F = 659.5450 \quad DW = 1.6777 \quad df = 21$$

由于各个系数的 t 检验均大于 2，表明各解释变量的系数显著地不等于 0，居民人民币储蓄存款年增加额的回归模型分别为：

$$YY_t = \begin{cases} YY_t = -830.4045 + 0.1445GNI_t + \varepsilon_{1t} & t \leq 1996 \\ YY_t = 18649.8312 - 0.1469GNI_t + \varepsilon_{2t} & 1996 < t \leq 2000 \\ YY_t = -30790.0596 + 0.4133GNI_t + \varepsilon_{3t} & t > 2000 \end{cases}$$

4. 结果分析

以上结果表明三个时期居民储蓄增加额的回归方程在统计意义上确实是不相同的。1996 年以前收入每增加 1 亿元，居民储蓄存款的增加额为 0.1445 亿元；在 2000 年以后，则为 0.4133 亿元，已发生了很大变化。上述模型与城乡居民储蓄存款与国民总收入之间的散布图是吻合的，与当时中国的实际经济运行状况也是相符的。

需要指出的是，在上述建模过程中，主要是从教学的目的出发运用虚拟变量法则，没有考虑通货膨胀因素。而在实证分析中，储蓄函数还应当考虑通货膨胀因素。

实验六 时间序列平稳性检验和协整检验

一、实验目的：掌握时间序列的平稳性检验和两变量协整检验

二、实验要求：应用教材第 227 页案例做平稳性检验和协整检验并建立误差调整模型

三、实验原理：ADF 单位根检验、EG 两步法协整检验

四、预备知识：平稳性检验和协整检验，间接最小二乘和两阶段最小二乘

五、实验步骤

1. 建立 Workfile 和对象，录入人均可支配收入 *sr* 和生活费 *zc* 支出数据（P278）如图 2.6.1。

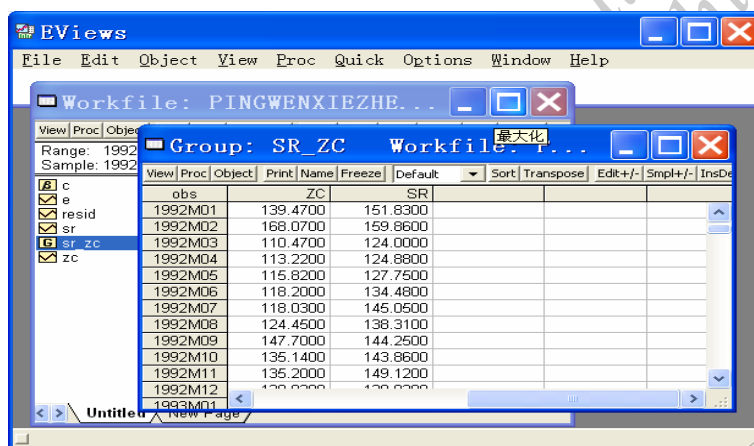


图 2.6.1

2. 双击打开 *sr* 序列表格形式，点击表格左端 View\Graph\Line，可以看出 *sr* 是有一定时间趋势的，而且有明显的季节波动，如图 2.6.2。

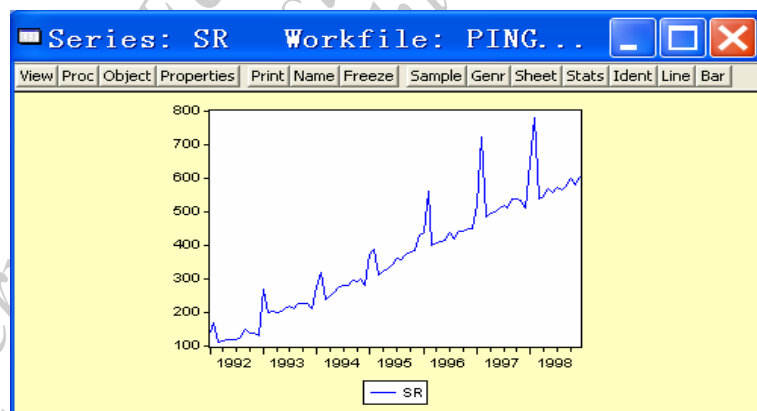


图 2.6.2

可见序列 *sr* 具有明显的趋势和季节波动，宜采用模型 3 或模型 2 检验。

3. 点击序列 *sr* 表格上菜单命令：View\Unit Root Test，出现对话框（图 2.6.3）

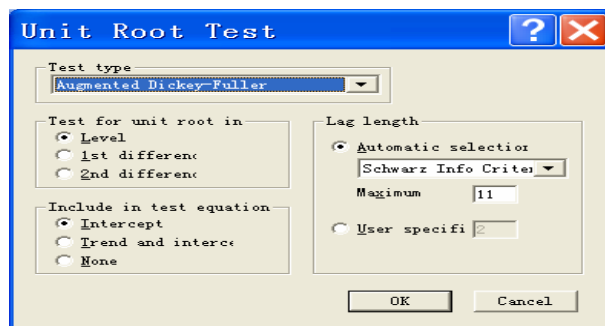


图 2.6.3

可从图中看到，默认的检验方法为 ADF，默认检验水平数据（原始数据，后两者 1st、2nd 为 1 阶差分和二阶差分数据），默认的检验模式为模型 2。而右边在滞后阶数的选取上，默认采用 SIC 最小。

4. 将检验模型改为模型 3，其余采用默认设定，点 OK，出来结果如图 2.6.4：

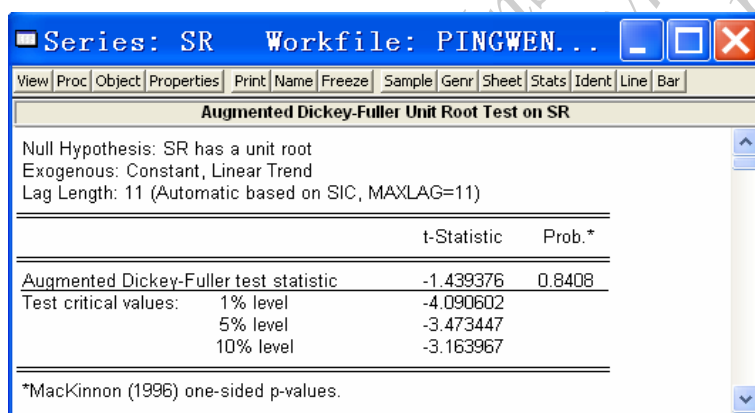


图 2.6.4

从结果可以判断序列sr有单位根。大家可以选择其他模式和滞后期来检验，以形成最终的判断。按同样办法，可以判断zc序列有单位根。

检验序列sr一阶差分序列的平稳性：在图2.6.3所示对话框中选1st diferent，检验模型为模型2，点OK，得下图2.6.5

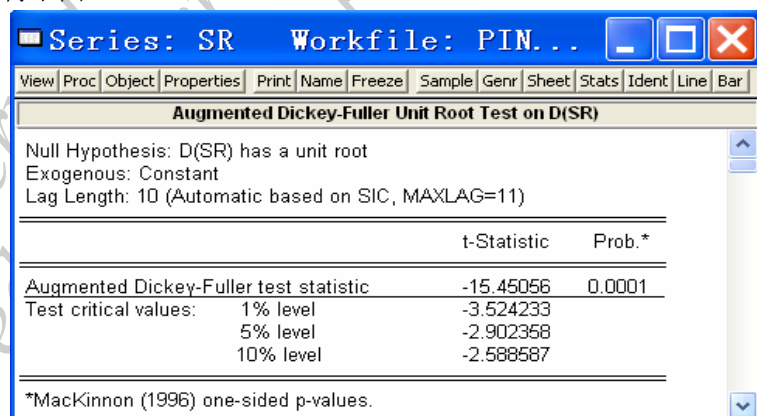


图2.6.5

从结果中可见序列sr为一阶差分平稳的，故序列sr为一阶单整的。同样可以检验得到序列zc亦为一阶单整的。

5. 协整检验

作zc对sr的回归：ls zc c sr。得到残差序列resid。

用Genr命令生成新的序列e: Genr e=resid。（以上命令输入命令栏来执行）

对新序列e作单位根检验：双击序列e，打开其表格形式，点View\Unit Root Test。在弹出的对话框中选择模型1（None）做检验，结果如图2.6.6。

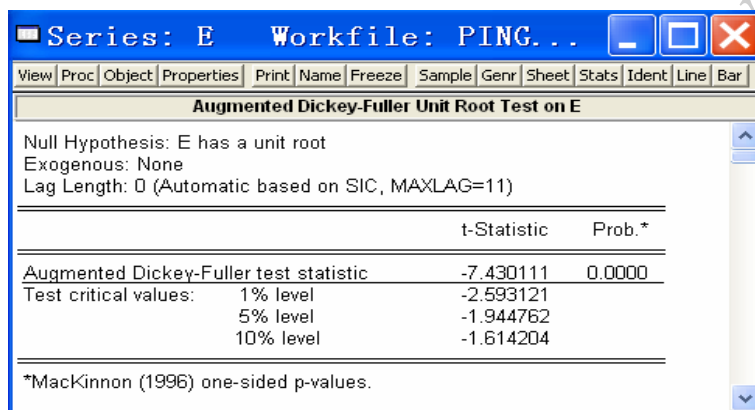


图 2.6.6

可见序列e无单位根，序列sr与zc协整。

6. 建立误差校正模型

用 Genr 命令生成序列 sr 和 zc 的一阶差分序列数据。在命令栏中输入一下命令并回车：

Genr DSR=SR-SR(-1)

Genr DZC=ZC-ZC(-1)

得到序列 sr 和 zc 的一阶差分序列数据。

设定模型为 $DZC_t = \alpha + \beta DSR_t + \gamma e_{t-1} + \varepsilon_t$

在命令栏输入命令 ls DZC c DSR e(-1)

回车，得到误差校正模型回归结果（图 2.6.7）

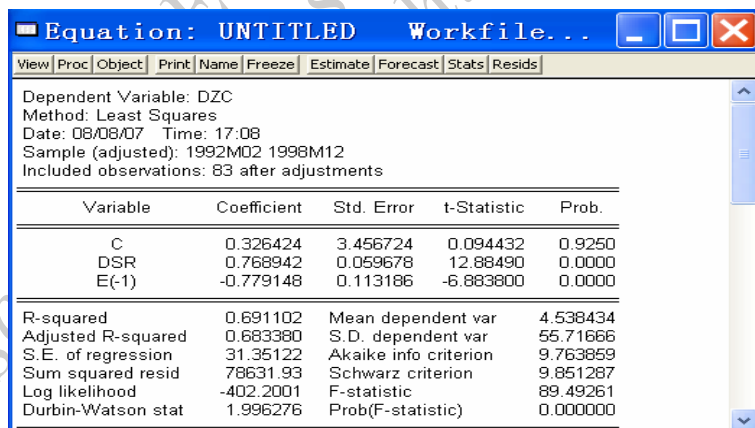


图 2.6.7

实验七 联立方程组的估计

- 一、实验目的：掌握用 TSLS 估计联立方程组
- 二、实验要求：用第 331 页案例做联立方程组的估计
- 三、实验原理：普通最小二乘、两阶段最小二乘
- 四、预备知识：间接最小二乘和两阶段最小二乘
- 五、实验步骤

1. 过度识别方程的 TSLS 估计

设定简单宏观经济模型为：

$$\begin{cases} Y_t = C_t + I_t + G_t \\ C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 C_{t-1} + u_{1t} \\ I_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 I_{t-1} + u_{2t} \end{cases}$$

可以判断投资方程和消费方程均为过度识别方程，可使用 TSLS 方法估计。

对消费函数的估计：主界面菜单 Quick\Estimate equation，弹出对话框 specification，在估计方法栏选择 TSLS，则得到如下界面（图 2.7.1）：

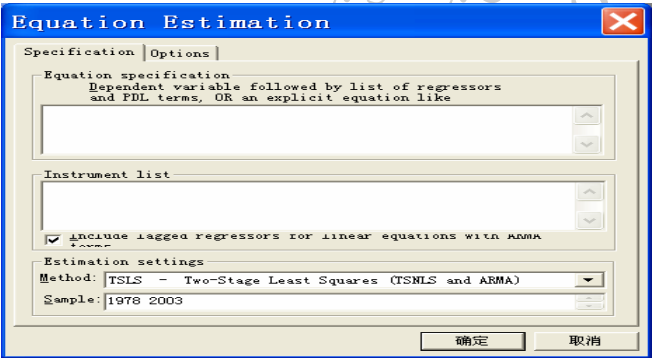


图 2.7.1

在第一个文本框中，输入回归方程（同 OLS）：COM c GDP COM(-1)，在第二个文本框中输入前定变量（含 c）：c COM(-1) INV(-1) GOV，点“确定”，得到回归结果（图 2.7.2）：

Equation: UNTITLED				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
Dependent Variable: COM				
Method: Two-Stage Least Squares				
Date: 08/09/07 Time: 21:35				
Sample (adjusted): 1979 2003				
Included observations: 25 after adjustments				
Instrument list: C INV(-1) COM(-1) GOV				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	760.1016	241.0503	3.153291	0.0046
GDP	0.393229	0.051167	7.685133	0.0000
COM(-1)	0.342025	0.095291	3.589265	0.0016
R-squared	0.998760	Mean dependent var		24219.91
Adjusted R-squared	0.998647	S.D. dependent var		22011.34
S.E. of regression	809.5354	Sum squared resid		14417648
F-statistic	8856.594	Durbin-Watson stat		0.767087
Prob(F-statistic)	0.000000			

图 2.7.2

对于投资方程可以同样估计。（1）对投资函数的估计：主界面菜单 Quick\Estimate equation，弹出对话框 specification，在估计方法栏选择 TSLS，则得到上面图 2.7.1 所示界面。

(2) 在第一个文本框中，输入回归方程：INV c GDP INV(-1)，在第二个文本框中同样输入前定变量（含 c）：c COM(-1) INV(-1) GOV，点“确定”，得到回归结果（图 2.7.3）

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-542.5631	397.8729	-1.363659	0.1865
GDP	0.524589	0.122685	4.275913	0.0003
INV(-1)	-0.369164	0.348573	-1.059074	0.3011

R-squared	0.994537	Mean dependent var	15799.04
Adjusted R-squared	0.994040	S.D. dependent var	15119.00
S.E. of regression	1167.206	Sum squared resid	29972123
F-statistic	1999.299	Durbin-Watson stat	0.786536
Prob(F-statistic)	0.000000		

图 2.7.3

2. 用 OLS 直接对投资方程作估计，比较 TSLS 和 OLS 的结果。
直接对投资方程做 OLS，结果为（图 2.7.4）

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-573.9527	386.3471	-1.485588	0.1516
GDP	0.542975	0.109547	4.956571	0.0001
INV(-1)	-0.421337	0.311347	-1.353273	0.1897

R-squared	0.994544	Mean dependent var	15799.04
Adjusted R-squared	0.994048	S.D. dependent var	15119.00
S.E. of regression	1166.459	Akaike info criterion	17.07350
Sum squared resid	29933792	Schwarz criterion	17.21976
Log likelihood	-210.4187	F-statistic	2004.989
Durbin-Watson stat	0.793327	Prob(F-statistic)	0.000000

图 2.7.4

对比发现，两方法的结果差异不大。（为什么？）