



电子科技大学 经济与管理学院
School of Management and Economics of UESTC

计量经济学

Econometrics

任课老师：李亚静

电子科大经管学院



电子科技大学 经济与管理学院

School of Management and Economics of UESTC

第七讲 异方差性

(教材第10章)

第七讲 异方差性



主要内容

- ❖ 异方差的概念
- ❖ 纯异方差与非纯异方差
- ❖ 异方差的后果
- ❖ 异方差的检验
- ❖ 异方差的补救措施
- ❖ 异方差的案例

第七讲 异方差性

回顾：OLS的基本假设

假设1： 回归模型是线性的，模型设定无误且含有误差项

假设2： 误差项总体均值为零 $E(\varepsilon_i)=0$

假设3： 所有解释变量与误差项都不相关 $Cov(X_i, \varepsilon_i)=0$

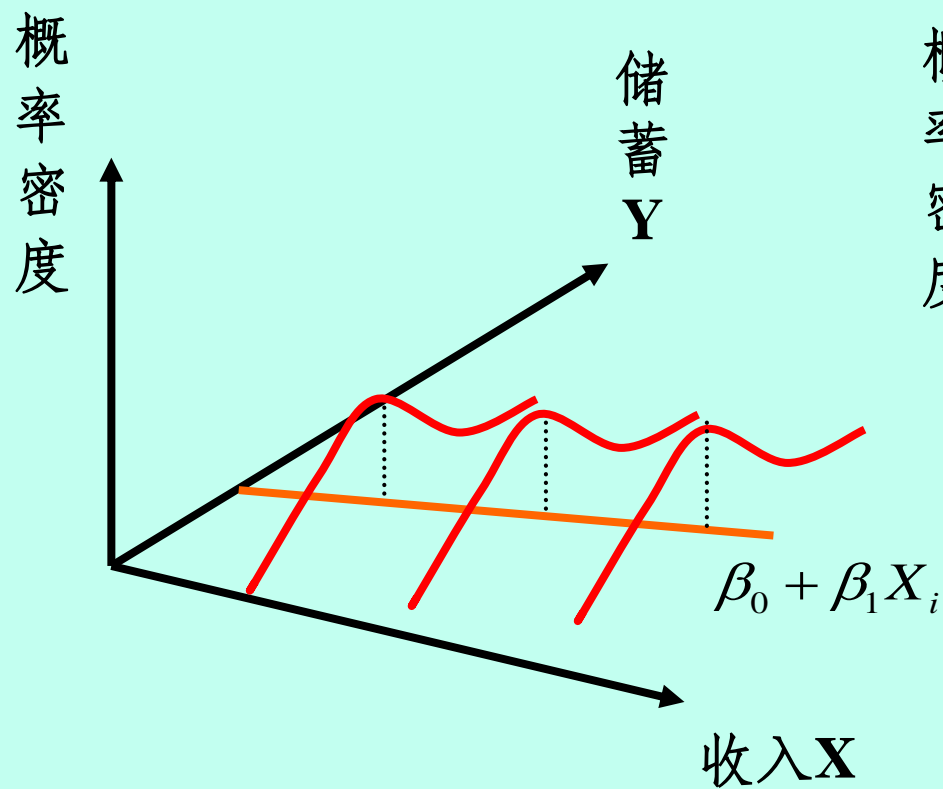
假设4： 误差项观测值互不相关（无序列相关性） $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j)=0$

假设5： 误差项具有同方差(不存在异方差性) $Var(\varepsilon_i)=\sigma^2$

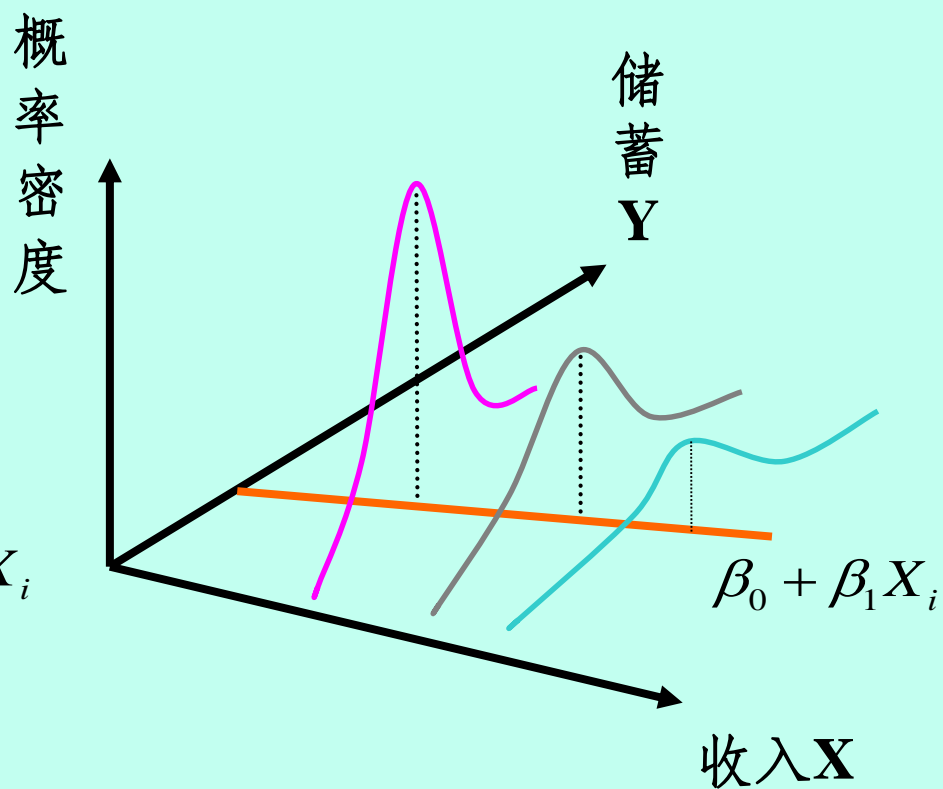
假设6： 任何一个解释变量都不是其他解释变量的完全线性函数（不存在完全多重共线性）

实例：储蓄—收入问题

同方差



异方差



第七讲 异方差性



异方差的概念

❖ 对于模型：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i \quad (i = 1, 2, \dots, N)$$

➤ 经典假定

$$E[\varepsilon\varepsilon'] = \sigma^2 I \Rightarrow \text{var}(\varepsilon_i) = \sigma^2$$

➤ 异方差

$$\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma_i^2 = \sigma^2 Z_i^2 \quad (i = 1, 2, \dots, N)$$

外生变量，也可能是X，称为比例因子

第七讲 异方差性



异方差的类型

❖ 非纯异方差

- 由**设定偏误**导致，如遗漏变量
- P195：函数形式设置不当一般不会导致非纯异方差
- 思考题：非纯异方差如何补救？

第七讲 异方差性



异方差的类型

❖ 纯异方差

- **横截面数据**：被解释变量的取值差异较大
- **时间序列数据**：学习效应、数据采集技术的变化
- **异常值**

第七讲 异方差性



异方差的后果

❖ 在纯异方差的情形下

➤ OLS估计量仍是**无偏**的 ➡

➤ OLS估计量不再是有效的(即最小方差估计量)

➤ 标准误的OLS估计量是有偏的，且偏差通常是负的，意味着OLS通常会高估了参数的 t 值，导致原本不显著的变量可能变得显著

第七讲 异方差性

➤ 只要假定条件 $\text{Cov}(X, u) = 0$ 依然成立，回归系数仍具有无偏性。

$$\begin{aligned} E(\hat{\beta}) &= E[(X'X)^{-1} X'Y] = E[(X'X)^{-1} X'(X\beta + u)] \\ &= \beta + (X'X)^{-1} X'E(u) = \beta \end{aligned}$$

➤ 以一元线性回归模型为例 $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$

$$E(\hat{\beta}_1) = E\left(\frac{\sum (x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y})}{\sum (x_t - \bar{x})^2}\right) = E\left(\frac{\sum (x_t - \bar{x})[\beta_1(x_t - \bar{x}) + u_t]}{\sum (x_t - \bar{x})^2}\right) = \beta_1 + \frac{\sum (x_t - \bar{x})E(u_t)}{\sum (x_t - \bar{x})^2} = \beta_1$$

第七讲 异方差性



异方差的后果

❖ 在纯异方差的情形下

➤ OLS估计量仍是无偏的

➤ OLS估计量**不再有效**的(即最小方差估计量)

$$\begin{aligned}\text{var}[\hat{\beta}] &= E[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)'] \\ &= E[(X'X)^{-1} X' \varepsilon \varepsilon' X (X'X)^{-1}] \\ &= (X'X)^{-1} X' E[\varepsilon \varepsilon'] X (X'X)^{-1} \neq \sigma^2 (X'X)^{-1}\end{aligned}$$

第七讲 异方差性



异方差的后果

❖ 在纯异方差的情形下

- OLS估计量仍是无偏的
- OLS估计量**不再有效**的(即最小方差估计量)
- 标准误的OLS估计量是**有偏**的，且偏差**通常**是负的，意味着OLS通常会高估了参数的 t 值，导致原本不显著的变量可能变得显著

若存在异方差，OLS估计的假设检验不可靠

第七讲 异方差性



异方差的检验

- ❖ 检验思路：检验异方差，也就是检验随机误差项的方差与比例因子 Z （或解释变量 X ）之间的相关性及其“形式”
- ❖ 因随机误差项方差的样本对应物是OLS的残差平方，因此所有的检验方法都基于残差平方

残差平方很重要！



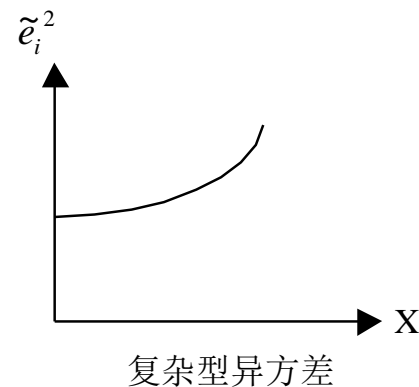
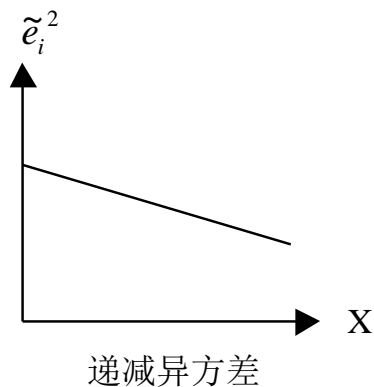
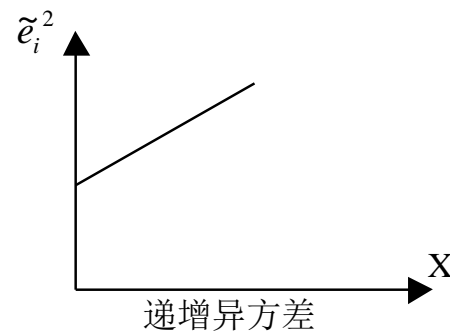
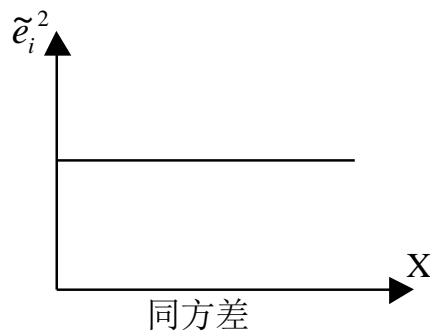
异方差的检验

- ❖ 图解法
- ❖ 帕克检验 (Park)
- ❖ 怀特检验 (White)
- ❖

第七讲 异方差性

异方差的检验

❖ 图解法 (非正式方法)



第七讲 异方差性

异方差的检验

❖ 异方差的形式:

$$\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma_i^2 = \sigma^2 Z_i^2 \quad (i = 1, 2, \dots, N)$$

❖ 帕克检验 (归属于BP检验一类)

➤ 采用OLS获取回归方程的残差 e_i ;

➤ 估计方程:

$$\ln(e_i^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Z_i) + u_i$$

判断是否显著?

帕克检验的前提是知道比例因子Z

第七讲 异方差性

异方差的检验

❖ BP检验：通过检验残差平方是否被可能的比例系数解释的一种检验误差项的方法。

❖ 步骤：

❖ (1) 采用OLS获取回归方程的残差 e_i ；

(2) 估计方程：

$$e_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \dots + u_i$$

即异方差性来源于各解释变量

假设不存在异方差 $\Leftrightarrow H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$

第七讲 异方差性



BP检验

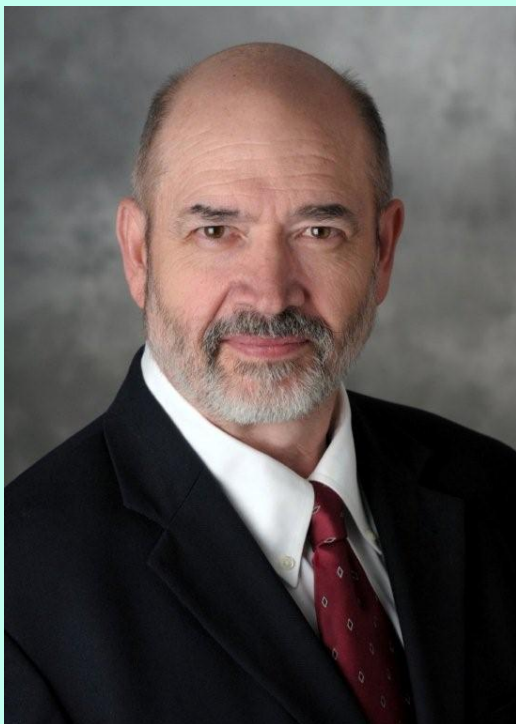
(3): 在无异方差的原假设下有

$$n \cdot R^2 \underset{asy}{\sim} \chi^2(df), df = k - 1 (\text{辅助回归斜率系数个数})$$

nR^2 统计量，其直观含义是若存在异方差，则辅助回归模型总体上一定显著。

(4): 若计算的 nR^2 超过选定显著性水平的临界值，则拒绝同方差假设。

怀特(White)检验



- ❖ Halbert L. White, Jr., 世界著名计量经济学家，麻省理工学院博士，普林斯顿大学学士，加州大学圣地亚哥分校经济学特聘教授
- ❖ White教授最大的成就之一是自 1980 年至今被全世界学者广泛引用的White标准差和White检验

第七讲 异方差性



怀特检验

❖ 基本思想：异方差来源于解释变量及其高次方

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i$$

步骤1：假设同方差，OLS估计获得残差

第七讲 异方差性



怀特检验

步骤2：作辅助回归并得到拟合优度 R^2

$$e_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{1i}^2 + \alpha_4 X_{2i}^2 + \alpha_5 X_{1i} X_{2i} + u_i$$

即异方差性来源于各解释变量及其高次方

假设不存在异方差 $\Leftrightarrow H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$

第七讲 异方差性



怀特检验

步骤3: 在无异方差的原假设下有

$$n \cdot R^2 \underset{asy}{\sim} \chi^2(df), df = k - 1 (\text{辅助回归斜率系数个数})$$

nR^2 怀特统计量，其直观含义是若存在异方差，则辅助回归模型总体上一定显著。

步骤4: 若计算的 nR^2 超过选定显著性水平的临界值，则拒绝同方差假设。

例子：现收集了60所大学的图书馆藏书量(VOL)、师生人数(TOT)、学生高考平均成绩(SAT)的数据(**Table 10-2**)。

考虑如下模型：

$$VOL_i = \beta_0 + \beta_1 TOT_i + \beta_2 SAT_i + \varepsilon_i$$

OLS回归结果

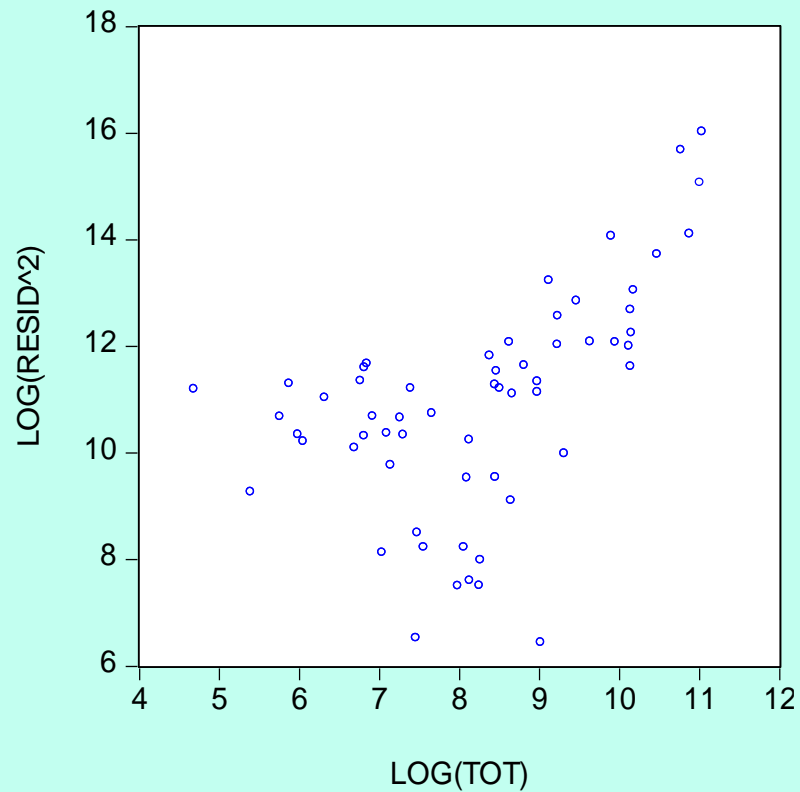
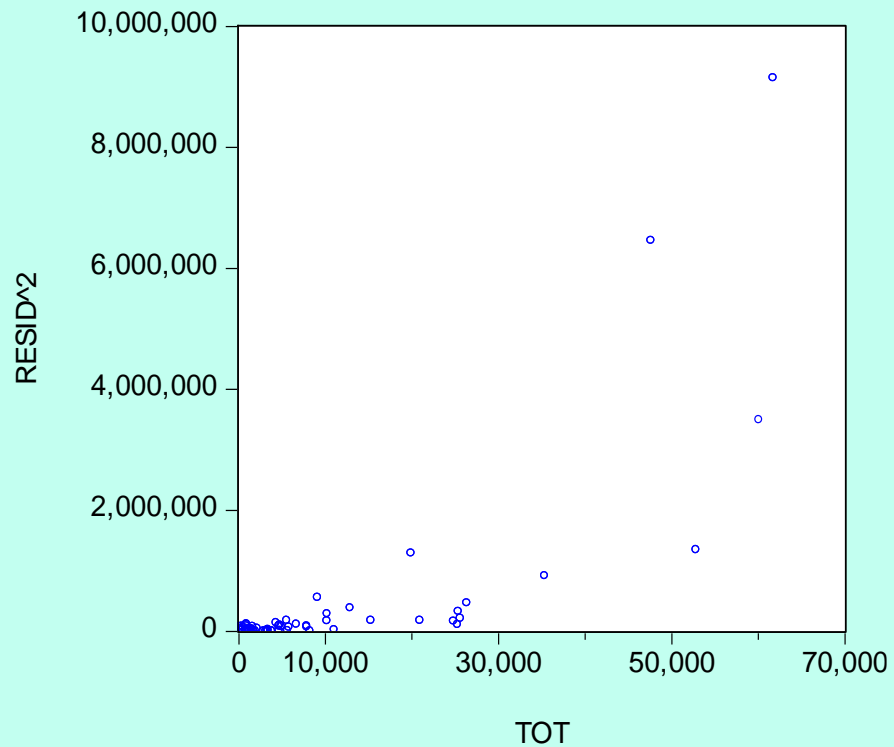
| | VOL | TOT | SAT |
|----|----------|----------|----------|
| 1 | 11.50000 | 108.0000 | 850.0000 |
| 2 | 200.0000 | 3834.000 | 954.0000 |
| 3 | 70.00000 | 1013.000 | 874.0000 |
| 4 | 100.0000 | 3152.000 | 941.0000 |
| 5 | 7000.000 | 47633.00 | 1185.000 |
| 6 | 70.00000 | 555.0000 | 874.0000 |
| 7 | 125.0000 | 1481.000 | 902.0000 |
| 8 | 2200.000 | 35351.00 | 1048.000 |
| 9 | 400.0000 | 10204.00 | 960.0000 |
| 10 | 110.0000 | 1263.000 | 930.0000 |
| 11 | 6000.000 | 52830.00 | 1142.000 |
| 12 | 58.40000 | 912.0000 | 800.0000 |
| 13 | 212.0000 | 1731.000 | 1060.000 |
| 14 | 400.0000 | 1629.000 | 1000.000 |
| 15 | 1888.000 | 25371.00 | 1150.000 |
| 16 | 486.0000 | 2928.000 | 1170.000 |
| 17 | 439.0000 | 3879.000 | 1100.000 |
| 18 | 1900.000 | 25612.00 | 1080.000 |
| 19 | 155.0000 | 4663.000 | 1026.000 |
| 20 | 6.900000 | 317.0000 | 873.0000 |
| 21 | 509.0000 | 10241.00 | 1097.000 |
| 22 | 180.0000 | 397.0000 | 990.0000 |

Sample: 1 60

Included observations: 60

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------|
| C | -1704.477 | 826.7445 | -2.061673 | 0.0438 |
| TOT | 0.087353 | 0.006788 | 12.86875 | 0.0000 |
| SAT | 1.690030 | 0.836557 | 2.020220 | 0.0481 |
| R-squared | 0.805249 | Mean dependent var | 904.2283 | |
| Adjusted R-squared | 0.798415 | S.D. dependent var | 1551.554 | |

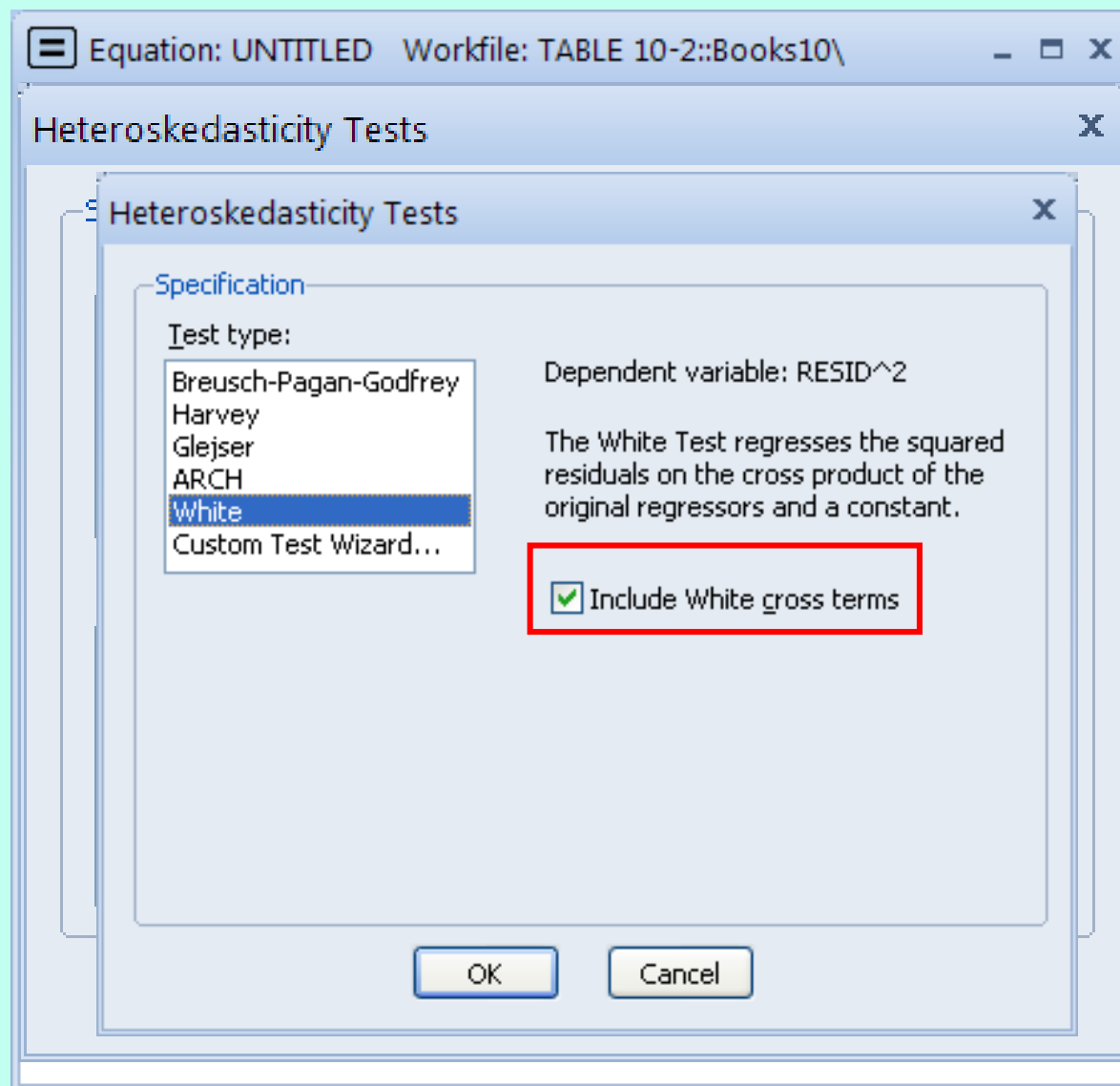
EViews演示：图解法(以人数为比例因子)



EViews演示：帕克检验(以人数为比例因子)

| | | | | |
|--|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Equation: UNTITLED Workfile: TABLE 10-2::Books10\ | | | | |
| View | Proc | Object | Print | Name |
| Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids |
| Dependent Variable: LOG(RESID^2) | | | | |
| Method: Least Squares | | | | |
| Date: 05/11/14 Time: 10:02 | | | | |
| Sample: 1 60 | | | | |
| Included observations: 60 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 4.872661 | 1.270137 | 3.836326 | 0.0003 |
| LOG(TOT) | 0.733892 | 0.151219 | 4.853181 | 0.0000 |
| R-squared | 0.288809 | Mean dependent var | 10.93797 | |
| Adjusted R-squared | 0.276547 | S.D. dependent var | 2.063619 | |
| S.E. of regression | 1.755232 | Akaike info criterion | 3.995845 | |
| Sum squared resid | 178.6887 | Schwarz criterion | 4.065656 | |
| Log likelihood | -117.8753 | Hannan-Quinn criter. | 4.023152 | |
| F-statistic | 23.55337 | Durbin-Watson stat | 2.137470 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000010 | | | |

EViews演示：怀特检验



EViews演示：怀特检验

原假设H0：无异方差

无交叉项

显著存在异方差

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 70.79204 | Prob. F(2,57) | 0.0000 |
| Obs*R-squared | 42.77808 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0000 |
| Scaled explained SS | 197.2056 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0000 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/11/14 Time: 10:20

Sample: 1 60

Included observations: 60

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 12829.73 | 469661.0 | 0.027317 | 0.9783 |
| TOT^2 | 0.001557 | 0.000138 | 11.27725 | 0.0000 |
| SAT^2 | -0.047661 | 0.450220 | -0.105861 | 0.9161 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.712968 | Mean dependent var | 461015.2 |
| Adjusted R-squared | 0.702897 | S.D. dependent var | 1485954. |
| S.E. of regression | 809951.7 | Akaike info criterion | 30.09604 |
| Sum squared resid | 3.74E+13 | Schwarz criterion | 30.20076 |
| Log likelihood | -899.8813 | Hannan-Quinn criter. | 30.13700 |
| F-statistic | 70.79204 | Durbin-Watson stat | 1.875205 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

EViews演示：怀特检验

有交叉项

显著存在异方差

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 29.23686 | Prob. F(5,54) | 0.0000 |
| Obs*R-squared | 43.81491 | Prob. Chi-Square(5) | 0.0000 |
| Scaled explained SS | 201.9854 | Prob. Chi-Square(5) | 0.0000 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/11/14 Time: 10:14

Sample: 1 60

Included observations: 60

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 2620944. | 7115639. | 0.368336 | 0.7141 |
| TOT^2 | 0.002330 | 0.000471 | 4.946507 | 0.0000 |
| TOT*SAT | -0.037558 | 0.115529 | -0.325092 | 0.7464 |
| TOT | -4.301749 | 119.7968 | -0.035909 | 0.9715 |
| SAT^2 | 3.093628 | 6.919443 | 0.447092 | 0.6566 |
| SAT | -5590.722 | 14091.13 | -0.396755 | 0.6931 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.730249 | Mean dependent var | 461015.2 |
| Adjusted R-squared | 0.705272 | S.D. dependent var | 1485954. |
| S.E. of regression | 806708.0 | Akaike info criterion | 30.13395 |
| Sum squared resid | 3.51E+13 | Schwarz criterion | 30.34338 |
| Log likelihood | -898.0185 | Hannan-Quinn criter. | 30.21587 |
| F-statistic | 29.23686 | Durbin-Watson stat | 1.795119 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |

第七讲 异方差性



异方差的补救措施

❖ 非纯异方差

- 正确的模型设定

❖ 纯异方差

- 广义最小二乘法：加权最小二乘
- 修正异方差的标准误：White方法
- 重新定义新变量

$$\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma_i^2 = \sigma^2 Z_i^2 \quad (i = 1, 2, \dots, N)$$

$$\Omega = E[\varepsilon \varepsilon'] = \sigma^2 \begin{pmatrix} Z_1^2 & & 0 \\ & \dots & \\ 0 & & Z_N^2 \end{pmatrix}$$

权矩阵

$$P = \begin{pmatrix} 1/Z_1 & & 0 \\ & \dots & \\ 0 & & 1/Z_N \end{pmatrix}$$

$$PY = \begin{bmatrix} y_1 / Z_1 \\ y_2 / Z_2 \\ \dots \\ y_N / Z_N \end{bmatrix}$$

变换后的方程：

$$Y_i / Z_i = \beta_0 / Z_i + \beta_1 X_{1i} / Z_i + \beta_2 X_{2i} / Z_i + u_i$$

加权最小二乘法 (Weighted Least square, WLS)

广义最小二乘法

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_* &= (X_*' X_*)^{-1} X_*' Y_* \\ &= (X' P' P X)^{-1} X' P' P Y \\ &= (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} Y\end{aligned}$$

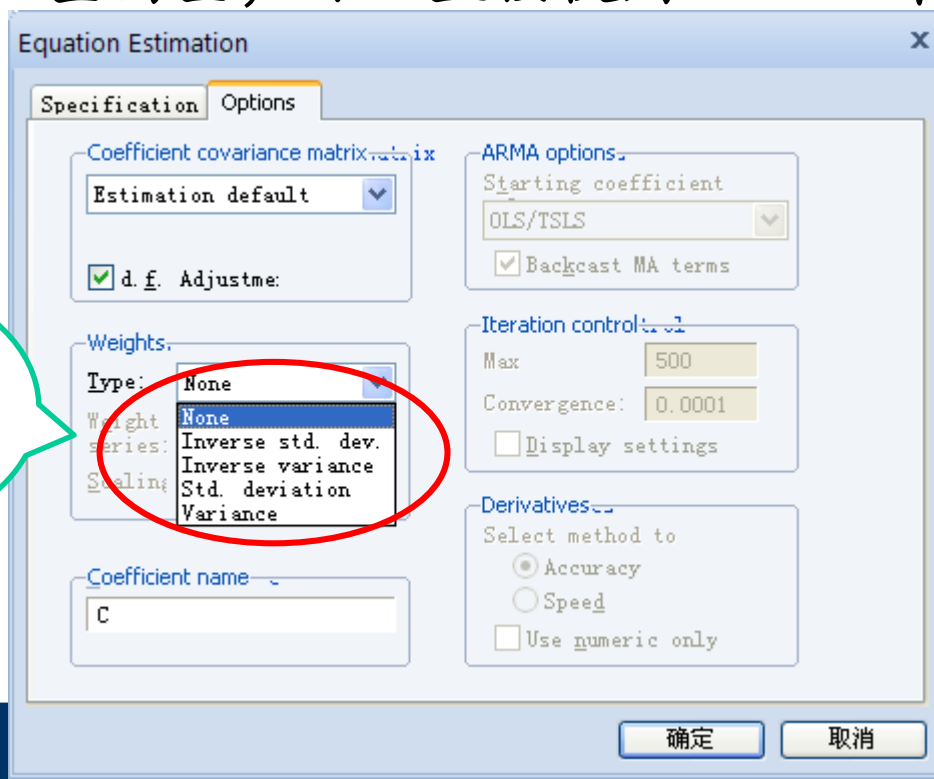
$$Y_* = PY \quad X_* = PX \quad P = C\Lambda^{-1/2}$$

只要知道了矩阵 Ω ，就可以得到矩阵 P

第七讲 异方差性

加权最小二乘法(WLS)

- ❖ 使用WLS的前提是知道比例因子 Z 及其与误差项方差之间的关系，即权重向量 P
- ❖ 知道了权重向量，可以直接使用EViews来实现



第七讲 异方差性

White调整方法

❖ 怀特调整法

$$\begin{aligned}\text{var}[\hat{\beta}] &= E[(\hat{\beta} - \beta)(\hat{\beta} - \beta)'] \\ &= E[(X'X)^{-1} X' \varepsilon \varepsilon' X (X'X)^{-1}] \\ &= (X'X)^{-1} X' E[\varepsilon \varepsilon'] X (X'X)^{-1} \\ &= (X'X)^{-1} X' \sigma^2 \Omega X (X'X)^{-1}\end{aligned}$$

怀特 (1980) 证明

$S_0 = \sum_i e_i^2 x_i x_i'$ 是 $X' \sigma^2 \Omega X$ 的一致估计量。



White调整方法

❖ 怀特方法

- 只修正标准误而不会改变系数的估计值
- 在大样本估计中，效果更好
- 绝大多数学术论文采用此种方法

EViews 演示：怀特调整法

例子：现收集了60所大学的图书馆藏书量(VOL)、师生人数(TOT)、学生高考成绩(SAT)的数据(**Table 10-2**)。

$$VOL_i = \beta_0 + \beta_1 TOT_i + \beta_2 SAT_i + \varepsilon_i$$

The image displays two screenshots of the EViews 'Equation Estimation' dialog box, illustrating the configuration for the White adjustment method.

Left Screenshot: The 'Options' tab is selected. The 'Coefficient covariance matrix' list shows 'White' as the chosen method. The 'Method' is set to 'LS - Least Squares (NLS and PDL)'. The 'Sample' is set to '1 60'.

Right Screenshot: The 'Options' tab is selected. The 'Coefficient covariance matrix' list shows 'White' as the chosen method. The 'Starting coefficient' is set to 'OLS/TSLS'. The 'Iteration control' is set to 'Max 500'. The 'Derivatives' section shows 'Accuracy' selected.

Sample: 1 60
Included observations: 60

Dependent Variable: VOL
Method: Least Squares
Date: 05/11/14 Time: 10:33
Sample: 1 60
Included observations: 60

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------|
| C | -1704.477 | 826.7445 | -2.061673 | 0.0438 |
| TOT | 0.087353 | 0.006788 | 12.86875 | 0.0000 |
| SAT | 1.690030 | 0.836557 | 2.020220 | 0.0481 |
| R-squared | 0.805249 | Mean dependent var | 904.2283 | |
| Adjusted R-squared | 0.798415 | S.D. dependent var | 1551.554 | |

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | -1704.477 | 644.6116 | -2.644192 | 0.0106 |
| TOT | 0.087353 | 0.018201 | 4.799271 | 0.0000 |
| SAT | 1.690030 | 0.709869 | 2.380764 | 0.0206 |
| R-squared | 0.805249 | Mean dependent var | 904.2283 | |
| Adjusted R-squared | 0.798415 | S.D. dependent var | 1551.554 | |
| S.E. of regression | 696.6198 | Akaike info criterion | 15.97906 | |
| Sum squared resid | 27660914 | Schwarz criterion | 16.08378 | |
| Log likelihood | -476.3719 | Hannan-Quinn criter. | 16.02002 | |
| F-statistic | 117.8403 | Durbin-Watson stat | 1.850222 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | Wald F-statistic | 29.95881 | |
| Prob(Wald F-statistic) | 0.000000 | | | |

第七讲 异方差性



重新定义新变量

- ❖ 将某些变量，特别是被解释变量取对数
- ❖ 根据经济理论，对某些变量进行“规模”调整

$$VOL_i = \beta_0 + \beta_1 TOT_i + \beta_2 SAT_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$VOL_i / TOT_i = \alpha_0 + \alpha_1 SAT_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$VOL_i / TOT_i = \beta_0 / TOT_i + \beta_1 + \beta_2 SAT_i / TOT_i + u_i (WLS)$$

第七讲 异方差性

处理异方差的一个例子

- ❖ 美国能源部门试图基于各地过去的汽油消耗量和人口变动情况及其他因素，给各地区、各州甚至各零售点直接分配汽油
 - 被解释变量：各州的汽油消耗量(PCON)
 - 可能的解释变量：各州注册的机动车数量(REG)、人口数量(POP)、汽油价格(PRICE)

$$PCON_i = \beta_0 + \beta_1 REG_i + \beta_2 PRICE_i + \varepsilon_i$$

数据(Table 10-1)

| | PCON | REG | POP | PRICE |
|----|----------|----------|----------|----------|
| 1 | 580.0000 | 4545.000 | 4548.000 | 2.110000 |
| 2 | 284.0000 | 673.0000 | 663.0000 | 2.130000 |
| 3 | 537.0000 | 3972.000 | 5953.000 | 2.230000 |
| 4 | 377.0000 | 1940.000 | 2776.000 | 2.100000 |
| 5 | 3837.000 | 32487.00 | 36154.00 | 2.470000 |
| 6 | 463.0000 | 1808.000 | 4663.000 | 2.190000 |
| 7 | 463.0000 | 3059.000 | 3501.000 | 2.170000 |
| 8 | 148.0000 | 737.0000 | 842.0000 | 2.070000 |
| 9 | 1940.000 | 15691.00 | 17768.00 | 2.210000 |
| 10 | 1058.000 | 8063.000 | 9133.000 | 2.090000 |
| 11 | 270.0000 | 948.0000 | 1273.000 | 2.470000 |
| 12 | 139.0000 | 1374.000 | 1429.000 | 2.140000 |
| 13 | 1313.000 | 9458.000 | 12765.00 | 2.220000 |
| 14 | 901.0000 | 4955.000 | 6266.000 | 2.190000 |
| 15 | 393.0000 | 3398.000 | 2966.000 | 2.130000 |
| 16 | 434.0000 | 2368.000 | 2748.000 | 2.170000 |
| 17 | 664.0000 | 3428.000 | 4173.000 | 2.140000 |
| 18 | 1610.000 | 3819.000 | 4507.000 | 2.100000 |
| 19 | 262.0000 | 1075.000 | 1318.000 | 2.160000 |
| 20 | 561.0000 | 4322.000 | 5590.000 | 2.150000 |
| 21 | 734.0000 | 5420.000 | 6433.000 | 2.080000 |

回归结果

$$PCON_i = \beta_0 + \beta_1 REG_i + \beta_2 PRICE_i + \varepsilon_i$$

Sample: 1 50

Included observations: 50

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------|
| C | 4101.288 | 1609.684 | 2.547884 | 0.0142 |
| REG | 0.158060 | 0.012748 | 12.39874 | 0.0000 |
| PRICE | -1885.111 | 750.9133 | -2.510425 | 0.0156 |
| R-squared | 0.767937 | Mean dependent var | 780.9800 | |
| Adjusted R-squared | 0.758062 | S.D. dependent var | 952.8063 | |

是否存在异方差？怎样检验？

异方差检验

原假设H0: 不存在异方差

Sample: 1 50

Included observations: 50

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------|
| C | 3.657071 | 2.808082 | 1.302338 | 0.1990 |
| LOG(REG) | 0.727053 | 0.347789 | 2.090501 | 0.0419 |
| R-squared | 0.083448 | Mean dependent var | 9.485096 | |
| Adjusted R-squared | 0.064353 | S.D. dependent var | 2.459122 | |

存在异方差

Heteroskedasticity Test: White

| | | | |
|---------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic | 49.74821 | Prob. F(5,44) | 0.0000 |
| Obs*R-squared | 42.48483 | Prob. Chi-Square(5) | 0.0000 |
| Scaled explained SS | 437.8632 | Prob. Chi-Square(5) | 0.0000 |

第七讲 异方差性

怎样补救?

❖ 补救措施1：怀特调整

Sample: 1 50

Included observations: 50

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|--------|
| C | 4101.288 | 2867.963 | 1.430035 | 0.1593 |
| REG | 0.158060 | 0.032583 | 4.850943 | 0.0000 |
| PRICE | -1885.111 | 1360.050 | -1.386060 | 0.1723 |
| R-squared | 0.767937 | Mean dependent var | 780.9800 | |
| Adjusted R-squared | 0.758062 | S.D. dependent var | 952.8063 | |

第七讲 异方差性

怎样补救?

❖ 补救措施2: 变换方程形式(双对数)

$$\ln PCON_i = \beta_0 + \beta_1 \ln REG_i + \beta_2 \ln PRICE_i + \varepsilon_i$$

Sample: 1 50

Included observations: 50

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|------------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | -0.323200 | 0.841429 | -0.384109 | 0.7026 |
| LOG(REG) | 0.901782 | 0.044352 | 20.33226 | 0.0000 |
| LOG(PRICE) | -0.893531 | 1.030378 | -0.867187 | 0.3902 |

R-squared 0.898148

Adjusted R-squared 0.893814

是否仍存在异方差?

第七讲 异方差性

怎样补救?

❖ 补救措施3: 重新定义变量 **哪种补救措施更好?**

$$PCON_i / POP_i = \beta_0 + \beta_1 REG_i / POP_i + \beta_2 PRICE_i + \varepsilon_i$$

Sample: 1 50

Included observations: 50

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.229722 | 0.222893 | 1.030636 | 0.3080 |
| REG/POP | 0.149028 | 0.059176 | 2.518383 | 0.0153 |
| PRICE | -0.096508 | 0.096028 | -1.004998 | 0.3200 |

R-squared 0.154441

Adjusted R-squared 0.118460

是否仍存在异方差?

第七讲 异方差性



怎样选择补救措施?

- ❖ 如果是非纯异方差，那选用正确的模型设定
- ❖ 如果是纯异方差：
 - 建议首先考虑采用重新定义变量的方式
 - 大样本情况：White调整
 - 若能找到明确的比例因子（权重），则采用WLS

第七讲 异方差性



本讲小结

- ❖ 异方差的后果是什么？
- ❖ 检验异方差的方法有哪些？
- ❖ 怎样补救异方差？

第七讲 异方差性



作业

❖ 第九章作业P200: 习题2、4、6