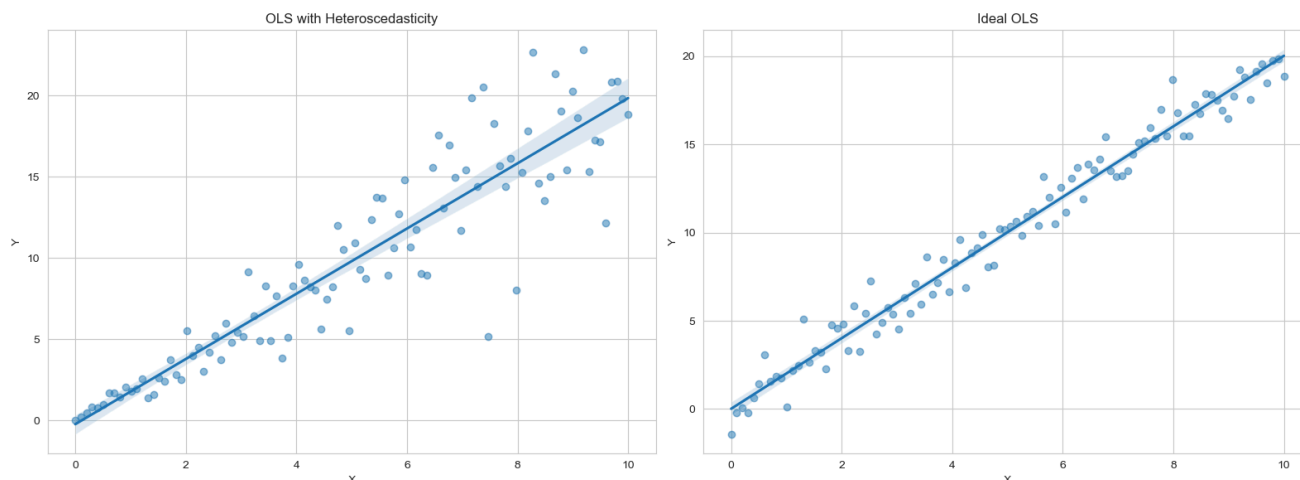


异方差

本章部分内容参考自：<https://zhuanlan.zhihu.com/p/242140022>

扰动项 ϵ 的方差 $\text{Var}(\epsilon_i|X)$ 不是常数，而是依赖于 i 。



计量回归模型 $y = \beta X + u$ 中应出现的方差形式：

$$\text{Var}(u | X) = \sigma^2 I_N = \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma^2 \end{pmatrix}$$

异方差情况下的方差形式（暂时不考虑自相关）：

$$\text{Var}(u | X) = \sigma^2 I_N = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_N^2 \end{pmatrix}$$

异方差的后果

1. OLS 估计量依然无偏、一致且正态
2. t 检验、F 检验失效
3. 高斯-马尔可夫定理不再成立，OLS 不再是最佳线性无偏估计量。

异方差检验

到后面 Stata 代码实现就知道了解这些具体步骤没大必要。

BP 检验

在回归模型

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_K x_{iK} + \varepsilon_i$$

检验原假设 $H_0 : E(\varepsilon_i^2 | x_2, \dots, x_K) = \sigma^2$

1. BP 检验假设此条件方差的函数为线性函数: $\varepsilon_i^2 = \delta_1 + \delta_2 x_{i2} + \cdots + \delta_K x_{iK} + u_i$
2. 原假设 $H_0 : E(\varepsilon_i^2 | x_2, \dots, x_K) = \sigma^2$ 简化为 $H_0 : \delta_2 = \cdots = \delta_K = 0$, 即原假设为不存在异方差
3. 扰动项不可观测, 于是使用残差平方项替代解释变量进行辅助回归。
$$e_i^2 = \delta_1 + \delta_2 x_{i2} + \cdots + \delta_K x_{iK} + error_i$$
4. 计算 K-1 下的 F 统计量: $\frac{R^2/(K-1)}{(1-R^2)/(n-K)} \sim F(K-1, n-K)$, 其中 R^2 为辅助回归的拟合优度 R^2 。
5. 从而得到 LM 统计量: $LM = nR^2 \xrightarrow{d} \chi^2(K-1)$
6. 根据卡方值确认是否落在拒绝域内

怀特检验

1. BP 检验假设条件方差函数为线性函数, 可能忽略高次项
2. 于是在 BP 检验的辅助回归中加入二次项 (平方项和交叉项)

优点: 理论上可以检验任何形式的异方差, 因为根据泰勒展开式, 二次函数可以很好地逼近任意光滑函数

缺点: 如果解释变量多, 则二次项将非常非常多, 在辅助回归中将损失较多样本容量, 自由度会降低

异方差处理

实操中一般不用 GLS, 而用 OLS + **稳健标准误**, 采用 White (1980) 提出的异方差稳健调整公式。如果被解释变量取值为正, 可以尝试通过**取对数**来缓解异方差的问题。

加权最小二乘法 (WLS)

假定只存在异方差, 不存在自相关, 此时 V 是对角矩阵:

$$V = \begin{pmatrix} \omega_1 & & & 0 \\ & \omega_2 & & \\ & & \ddots & \\ 0 & & & \omega_n \end{pmatrix}$$
$$C = \begin{pmatrix} 1/\sqrt{\omega_1} & & & 0 \\ & 1/\sqrt{\omega_2} & & \\ & & \ddots & \\ & & & 0 & & 1/\sqrt{\omega_n} \end{pmatrix}$$

代入 $\hat{\beta}_{GLS}$ 表达式: $(X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}y$

| 可行广义最小二乘法 (FGLS)

使用 BP 检验的辅助回归: $e_i^2 = \delta_1 + \delta_2 x_{i2} + \dots + \delta_K x_{iK} + error_i$

得到 σ_i^2 的估计值, 然后以 $1/\hat{\sigma}_i^2$ 为权重进行 WLS 估计。

实际操作时, 为了保证 $\hat{\sigma}_i^2$ 始终为正, 可以假设辅助回归是指数函数的形式:

$$e_i^2 = \sigma^2 \exp(\delta_1 + \delta_2 x_{i2} + \dots + \delta_K x_{iK}) v_i$$

取对数后做回归, 可得 $\ln e_i^2$ 的预测值, 记为 $\ln \hat{\sigma}_i^2$, 以 $1/\hat{\sigma}_i^2$ 为权重对原方程进行 WLS 估计, 这个估计量就是 $\hat{\beta}_{FWLS}$

| Stata 实现

| 残差图

```
reg lntc lnq lnpl lnpg lnpgf // 先得到回归结果
rvfplot // 绘图
rvfplot lnq // 绘制残差和解释变量的散点图
```

| 异方差检验

怀特检验

```
estat imtest, white
```

estat 指估计后统计量 (post-estimated statistics), imtest 指 information matrix test。所有假设检验依赖前置 reg 命令。

BP 检验

```
estat hettest, iid // 使用默认拟合值 y
estat hettest, rhs iid
```

- estat hettest 是异方差检验的命令
- iid (可选) 是指假定独立同分布, 不同于前面介绍的 ε_i 服从正态分布, 实践中常用
- rhs (right-hand side) 表示使用自变量的高次项进行检验

| WLS

先计算残差平方

```
quietly reg lntc lnq lnpl lnpl lnpl lnpl  
predict e1, res // 计算残差并存储到变量 e1, 详见第五章  
g e2 = e1^2 //g 是 generate 的缩写, 这是 Stata 中用来创建新「变量」(数据列) 的命令, e2 会添加到右边变量窗口。  
g lne2 = log(e2)
```

进行辅助回归

```
reg lne2 lnq, noc  
predict lne2f  
g e2f = exp(lne2f)
```

最后进行 WLS 回归

```
reg lntc lnq lnpl lnpl lnpl lnpl [aw=1/e2f]
```

在普通 OLS 里面加入权重, 其中权重为 $1/e2f$ 。