# Гетероскедастичность

Эконометрика. Openedu. Неделя 7

#### Гомоскедастичность

Для проверки гипотез мы предполагали условную гомоскедастичность ошибок:

$$Var(\varepsilon_i|X) = E(\varepsilon_i^2|X) = \sigma^2$$

Что произойдет если эта предпосылка будет нарушена?

### Четыре разных понятия

Условная гомоскедастичность  $Var(\varepsilon_i|X) = E(\varepsilon_i^2|X) = \sigma^2$ Условная гетероскедастичность  $Var(\varepsilon_i|X) = E(\varepsilon_i^2|X) \neq const$ Безусловная гомоскедастичность  $Var(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$ Безусловная гетероскедастичность  $Var(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) \neq \sigma^2$ 

# Примеры [доска]

Имеет ли место условная/безусловная гетероскедастичность в каждом из случаев?

• Случай А:  $\varepsilon_i$  независимы и одинаково распределены

Вероятности	$\varepsilon_i = -10$	$\varepsilon_i = -1$	$\varepsilon_i = 1$	$\varepsilon_i = 10$
$x_i = 1$	0	1/4	1/4	0
$x_i = 10$	0	1/4	1/4	0

• Случай В:  $\varepsilon_i$  независимы и одинаково распределены

Вероятности	$\varepsilon_i = -10$	$\varepsilon_i = -1$	$\varepsilon_i = 1$	$\varepsilon_i = 10$
$x_i = 1$	0	1/4	1/4	0
$x_i = 10$	1/4	0	0	1/4

# Примеры [доска]

Имеет ли место условная/безусловная гетероскедастичность в каждом из случаев?

• Случай С:  $\varepsilon_i$  независимы

$x_1 = 1$ 0 $1/4$ $1/4$ 0	
$x_1 = 10$ 0 $1/4$ $1/4$ 0	

Вероятности	$\varepsilon_2 = -10$	$\varepsilon_2 = -1$	$\varepsilon_2 = 1$	$\varepsilon_2=10$
$x_2 = 1$	1/4	0	0	-1/4
$x_2 = 10$	1/4	0	0	1/4

#### Когда логично ожидать гетероскедастичность?

- безусловной в случайной выборке не бывает
- условная возникает при наличии "размера" объекта
- условная присутствует почти всегда

#### В остальном всё ок

Предпосылка об условной гомоскедастичности нарушена. Все остальные предпосылки классической модели со стохастическими регрессорами для случайной выборки выполнены.

#### Мы используем прежние формулы:

Для оценок коэффициентов:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$$

Для оценки ковариационной матрицы оценок коэффициентов:

$$\widehat{Var}(\hat{\beta}|X) = \frac{RSS}{n-k}(X'X)^{-1}$$

В частности:

$$\widehat{Var}(\hat{eta}_j|X) = rac{\hat{\sigma}^2}{RSS_j}$$
 и se $(\hat{eta}_j) = \sqrt{\widehat{Var}(\hat{eta}_j|X)}$ 

### Три группы свойств:

- ullet конечная выборка без предположения о нормальности arepsilon
- ullet конечная выборка с предположением о нормальности arepsilon
- ullet асимптотические свойства без предположения о нормальности arepsilon

Что происходит в каждом случае?

# Малая выборка без нормальности $\varepsilon$

- (+) Линейность по у
- (+) Несмещенность,  $E(\hat{\beta}|X) = \beta$ ,  $E(\hat{\beta}) = \beta$
- ullet (—) Оценки  $\hat{eta}$  эффективны

# Малая выборка с нормальными $\varepsilon$

$$\bullet \ (-) \ \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\operatorname{se}(\hat{\beta}_j)} | X \sim t_{n-k}$$

• 
$$(-) \frac{RSS}{\sigma^2} | X \sim \chi^2_{n-k}$$

$$ullet$$
 (-)  $rac{(RSS_R - RSS_{UR})/r}{RSS_{UR}/(n-k)} \sim F_{r,n-k}$ 

#### Асимптотические свойства

• 
$$(+)$$
  $\hat{\beta} \rightarrow \beta$ 

• 
$$(+)$$
  $\frac{RSS}{n-k} \rightarrow \sigma^2 = Var(\varepsilon_i)$ 

$$ullet \ (-) \ rac{\hat{eta}_j - eta_j}{\operatorname{se}(\hat{eta}_j)} 
ightarrow \mathit{N}(0,1)$$

• 
$$(-)$$
  $\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{RSS_{UR}/(n-k)} \rightarrow \chi_r^2$ 

### Мораль:

- $\bullet$  Сами  $\hat{\beta}$  можно интерпретировать и использовать
- ullet Стандартные ошибки  $se(\hat{eta}_j)$  несостоятельны
- Не можем строить доверительные интервалы для  $\beta_j$  и проверять гипотезы

# Что делать?

- Исправить стандартные ошибки!
- ullet Другая формула для оценки  $\widehat{Var}_{HC}(\hat{eta}|X)$
- Следовательно, другие  $se_{HC}(\hat{\beta}_j)$

# Робастная (устойчивая) к гетероскедастичности оценка ковариационной матрицы

• Вместо

$$\widehat{Var}(\hat{eta}|X)=rac{RSS}{n-k}(X'X)^{-1}$$
 использовать  $\widehat{Var}_{HC}(\hat{eta}|X)=(X'X)^{-1}X'\hat{\Omega}X(X'X)^{-1}$ 

• Уайт, 1980, НС0:

$$\hat{\Omega} = diag(\hat{\varepsilon}_1^2, \dots, \hat{\varepsilon}_n^2)$$

• Современный вариант, НС3:

$$\hat{\Omega} = extit{diag}\left(rac{\hat{arepsilon}_1^2}{(1-h_{11})^2},\ldots,rac{\hat{arepsilon}_n^2}{(1-h_{nn})^2}
ight)$$

### Суть корректировки:

Мы меняем  $se(\hat{\beta}_j)$  на  $se_{HC}(\hat{\beta}_j)$ Какие проблемы решены?

• 
$$(+)$$
  $\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\operatorname{se}_{HC}(\hat{\beta}_i)} \to N(0,1)$  (VPA!)

# Какие проблемы не решены?

• (—) эффективность

Оценки  $\hat{\beta}$  не меняются и остаются неэффективными! Даже при предположении о нормальности  $\varepsilon$ :

• 
$$(-) \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se_{HC}(\hat{\beta}_j)} | X \sim t_{n-k}$$

• (-) 
$$\frac{RSS}{\sigma^2}|X \sim \chi^2_{n-k}$$

$$ullet$$
  $(-)$   $rac{(RSS_R - RSS_{UR})/r}{RSS_{UR}/(n-k)} \sim F_{r,n-k}$ 

## С практической точки зрения:

- ullet Новая формула для  $\widehat{Var}_{HC}(\hat{eta}|X)$ , и, следовательно, для  $\mathit{se}_{HC}(\hat{eta}_j)$
- робастная ковариационная матрица в R (по умолчанию HC3):

$$\begin{array}{l} model <-lm(y^{\sim}x,\, data =\! data) \\ vcovHC(model) \end{array}$$

• С ней жизнь прекрасна!

$$(+) \; rac{\hat{eta}_j - eta_j}{se_{HC}(\hat{eta}_j)} 
ightarrow extsf{N}(0,1)$$

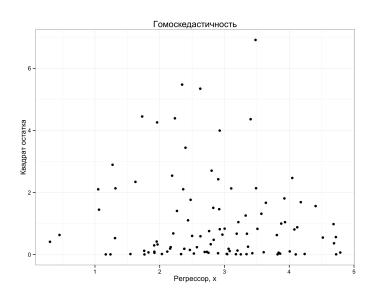
# Когда следует использовать робастные стандартные ощибки?

• Как только есть случайная выборка и объекты могут быть разного "размера", использовать  $\mathit{se}_{HC}(\hat{\beta}_j)$  для проверки гипотез!

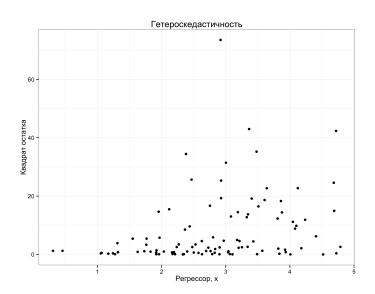
### Обнаружение гетероскедастичности

- Оцениваем интересующую нас модель с помощью МНК
- Строим график квадратов (или модулей) остатков в зависимости от регрессора

#### Условная гомоскедастичность



#### Условная гетероскедастичность



#### Формальные тесты на гетероскедастичность

- Тест Уайта (White)
- Тест Голдфельда-Квандта (Goldfeld-Quandt)

#### Тест Уайта

- асимптотический
- не требуется нормальность остатков

#### Тест Уайта, алгоритм

- **①** Оценить основную регрессию, получить  $\hat{\varepsilon}_i$
- 2 Оценить вспомогательную регрессию:

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \gamma_1 + \gamma_2 z_{i2} + \ldots + \gamma_m z_{im} + u_i$$
  $z_{i2}, \ldots, z_{im}$  — факторы, определяющие форму гетероскедастичности. По умолчанию во вспомогательной регрессии берут исходные регрессоры, их квадраты и попарные произведения

#### Тест Уайта

При верной  $H_0$  об условной гомоскедастичности:

 $H_0$ :  $Var(\varepsilon_i|X) = E(\varepsilon_i^2|X) = \sigma^2$ 

 $LM \sim \chi^2_{m-1}$ , где m — число параметров во вспомогательной регрессии Если наблюдаемое значение статистики LM больше критического  $\chi^2_{cr}$ , то  $H_0$  отвергается.

# Тест Уайта [доска]

По 200 киоскам мороженого и исследователь оценил зависимость спроса (q) от цены (p), разнообразия ассортимента (a) и удаленности от метро (d).

• Какой регрессор скорее всего влияет на условную дисперсию ошибок?

Исследователь провел классический тест Уайта и получил  $R_{aux}^2=0.2$ .

- Как выглядит вспомогательная регрессия для теста Уайта?
- Имеет ли место условная гетероскедастичность?

#### Тест Голдфельда-Квандта (Goldfeld-Quandt)

- Есть переменная, от которой условная дисперсия ошибок предположительно зависит монотонно
- Требуется нормальность ошибок
- Тест подходит для малых выборок

### Процедура теста Голдфельда-Квандта

- Сортируем наблюдения по предполагаемому убыванию условной дисперсии
- Выкидываем часть наблюдений посередине (например, 20%)
- Оцениваем исходную модель отдельно по первым и по последним наблюдениям
- **1** Считаем  $F = \frac{RSS_1/(n_1-k)}{RSS_2/(n_2-k)}$

#### Тест Голдфельда-Квандта продолжение

При верной  $H_0$  об условной гомоскедастичности:

$$H_0$$
:  $Var(\varepsilon_i|X) = E(\varepsilon_i^2|X) = \sigma^2$ 

$$F \sim F_{n_1-k,n_2-k}$$

Если наблюдаемое значение статистики F больше критического  $F_{cr}$ , то  $H_0$  отвергается.

# Тест Голдфельда-Квандта [доска]

По 200 киоскам мороженого и исследователь оценил зависимость спроса (q) от цены (p), разнообразия ассортимента (a) и удаленности от метро (d).

Чтобы проверить наличие гетероскедастичности исследователь оценил эту модель отдельно по 80 самым удаленным от метро киоскам, получил,  $RSS_2=120$ . По 80 самым близки к метро киоскам, получил,  $RSS_1=210$ .

Проведите тест Голдфельда-Квандта

## Эффективность оценок?

- Да, надо смириться с тем, что оценки неэффективны
- Мы довольны несмещенностью, состоятельностью и возможностью проверять гипотезы
- Для получения эффективных оценок нужно точно понимать как устроена гетероскедастичность. Это большая редкость.

# Получение эффективных оценок [доска]

Модель 
$$m_i = \beta_1 + \beta_2 r_i + \beta_3 t_i + \varepsilon_i$$
:

- $m_i$  средний результат класса по математике
- $r_i$  количество учеников
- $t_i$  среднее время, потраченное на занятия математикой
- Какую структуру гетероскедастичности логично ожидать?
- Как при такой структуре гетероскедастичности получить эффективные оценки?

## Мораль

- Нарушение предпосылки об условной гомоскедастичности
- Почти всегда имеет место в случайной выборке
- Неприятность небольшая, мы используем робастные стандартные ошибки
- Если нужны эффективные оценки, то надо знать структуру гетероскедастичности

### Источники мудрости:

- Артамонов Н.В., Введение в эконометрику: глава 3.3
- Борзых Д.А., Демешев Б.Б. Эконометрика в задачах и упражнениях: глава 8
- Катышев П.К., Пересецкий А. А. Эконометрика. Начальный курс: глава 6.1
- Себер Дж., Линейный регрессионный анализ: главы 6.2