

# Гетероскедастичность

Эконометрика. Лекция 5

Для проверки гипотез мы предполагали условную гомоскедастичность ошибок:

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

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

Вероятности	$\varepsilon_1 = -10$	$\varepsilon_1 = -1$	$\varepsilon_1 = 1$	$\varepsilon_1 = 10$
$x_1 = 1$	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

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:

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



## Три группы свойств:

- конечная выборка без предположения о нормальности  $\varepsilon$
- конечная выборка с предположением о нормальности  $\varepsilon$
- асимптотические свойства без предположения о нормальности  $\varepsilon$

Что происходит в каждом случае?

# Малая выборка без нормальности $\varepsilon$

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

# Малая выборка с нормальными $\varepsilon$

- $(-)$   $\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} | X \sim t_{n-k}$
- $(-)$   $\frac{RSS}{\sigma^2} | X \sim \chi_{n-k}^2$
- $(-)$   $\frac{(RSS_R - RSS_{UR})/r}{RSS_{UR}/(n-k)} \sim F_{r, n-k}$

- $(+)$   $\hat{\beta} \rightarrow \beta$
- $(+)$   $\frac{RSS}{n-k} \rightarrow \sigma^2 = Var(\varepsilon_i)$
- $(-)$   $\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} \rightarrow N(0, 1)$
- $(-)$   $\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{RSS_{UR}/(n-k)} \rightarrow \chi_r^2$

# Мораль:

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

# Что делать?

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

# Робастная (устойчивая) к гетероскедастичности оценка ковариационной матрицы

- Вместо

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

ИСПОЛЬЗОВАТЬ

$$\widehat{Var}_{HC}(\hat{\beta}|X) = (X'X)^{-1}X'\hat{\Omega}X(X'X)^{-1}$$

- Уайт, 1980, HC0:

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

- Современный вариант, HC3:

$$\hat{\Omega} = \text{diag}\left(\frac{\hat{\varepsilon}_1^2}{(1-h_{11})^2}, \dots, \frac{\hat{\varepsilon}_n^2}{(1-h_{nn})^2}\right)$$

# Суть корректировки:

Мы меняем  $se(\hat{\beta}_j)$  на  $se_{HC}(\hat{\beta}_j)$

Какие проблемы решены?

- (+)  $\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se_{HC}(\hat{\beta}_j)} \rightarrow N(0, 1)$  (УРА!)



# Какие проблемы не решены?

- (—) эффективность

Оценки  $\hat{\beta}$  не меняются и остаются неэффективными!

Даже при предположении о нормальности  $\varepsilon$ :

- (—)  $\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se_{HC}(\hat{\beta}_j)} | X \sim t_{n-k}$
- (—)  $\frac{RSS}{\sigma^2} | X \sim \chi^2_{n-k}$
- (—)  $\frac{(RSS_R - RSS_{UR})/r}{RSS_{UR}/(n-k)} \sim F_{r, n-k}$

## С практической точки зрения:

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

```
model <- lm(y~x, data=data)
vcovHC(model)
```

- С ней жизнь прекрасна!

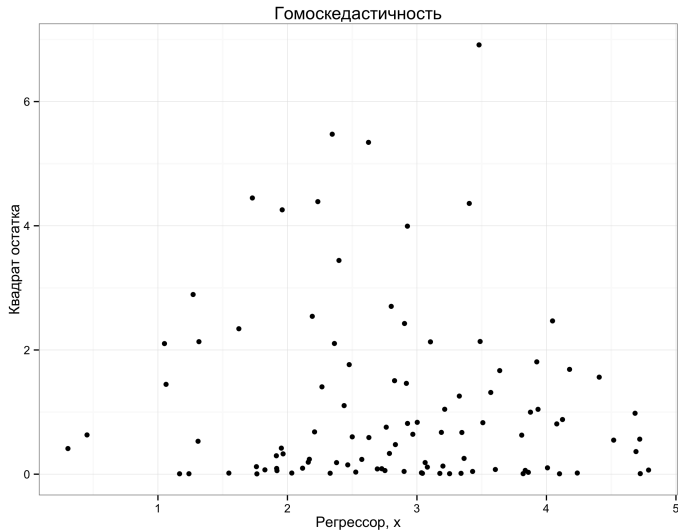
$$(+)\ \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se_{HC}(\hat{\beta}_j)} \rightarrow N(0, 1)$$

# Когда следует использовать робастные стандартные ошибки?

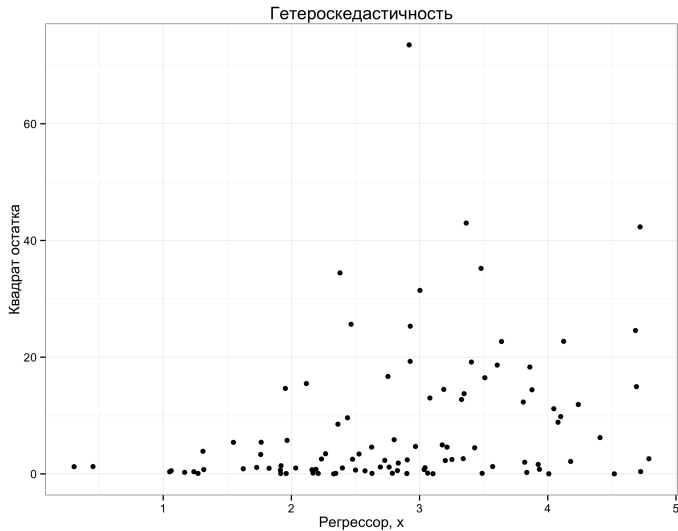
- Как только есть случайная выборка и объекты могут быть разного “размера”, использовать  $se_{HC}(\hat{\beta}_j)$  для проверки гипотез!

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

# Условная гомоскедастичность



# Условная гетероскедастичность



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

- асимптотический
- не требуется нормальность остатков



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

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \gamma_1 + \gamma_2 z_{i2} + \dots + \gamma_m z_{im} + u_i$$

$z_{i2}, \dots, z_{im}$  — факторы, определяющие форму гетероскедастичности. По умолчанию во вспомогательной регрессии берут исходные регрессоры, их квадраты и попарные произведения

- 3 Посчитать  $LM = nR_{aux}^2$

При верной  $H_0$  об условной гомоскедастичности:

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

$LM \sim \chi_{m-1}^2$ , где  $m$  — число параметров во вспомогательной регрессии

Если наблюдаемое значение статистики  $LM$  больше критического  $\chi_{cr}^2$ , то  $H_0$  отвергается.

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 Голдфелда-Квандта

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

# Тест Голдфелда-Квандта продолжение

При верной  $H_0$  об условной гомоскедастичности:

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

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

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.



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?

- 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

- 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: глава 6.2