



# **Ошибки спецификации и выбор функциональной формы модели**



# План лекции

- Пропуск существенных переменных
  - Свойства оценок МНК
  - Примеры
  - Тест Рамсея на пропущенные переменные
- Включение лишних переменных
  - Свойства оценок МНК
  - Примеры
  - F-тест на лишние переменные
- Не вложенные регрессии
- Выбор функциональной формы
  - Преобразование Бокса-Кокса
  - Наиболее популярные в экономических приложениях формы моделей
  - Тестирование нормальности регрессионных остатков
  - Пример



# Анализируемые модели

- Модель 1 (длинная регрессия)

$$Y = X\beta + Z\gamma + \varepsilon$$

- Модель 2 (короткая регрессия)

$$Y = X\beta + \varepsilon$$



# К чему ведет пропуск существенных переменных?

- Если пропущены существенные переменные, то

- (1) –  $Y = X\beta + Z\gamma + \varepsilon$

истинная модель

- (2) –  $Y = X\beta + \varepsilon$

оцениваемая модель,

и свойства ее оценок мы будем изучать

# Свойства оценок

- Исследование свойств оценок коэффициентов

$$\widehat{\beta}^{(2)} = (X'X)^{-1} X'Y \stackrel{Y=X\beta+Z\gamma+\varepsilon}{=} \beta + (X'X)^{-1} X'Z\gamma + (X'X)^{-1} X'\varepsilon$$

Оценка оказывается смещенной:

$$E\left(\widehat{\beta}^{(2)}\right) = \beta + (X'X)^{-1} X'Z\gamma + (X'X)^{-1} X'E(\varepsilon) = \beta + \underbrace{(X'X)^{-1} X'Z\gamma}_{\text{смещение}} \neq \beta$$

Это смещение не исчезает при увеличении объема выборки, т.о. оценка становится несостоятельной

Интерпретация смещения: произведение коэффициентов регрессий  $Z$  на  $X$  и истинного значения  $\gamma$ .

Всегда ли будет смещение?

Если  $X$  и  $Z$  ортогональны, то есть  $X'Z = 0$ ,

в этом случае смещения не будет, но чем значительнее корреляция между  $X$  и  $Z$ , тем серьезнее смещение

# Свойства оценок

- Свойства ковариационной матрицы:

$$\begin{aligned} V(\hat{\beta}^{(2)}) &= \sigma_{\varepsilon}^2 (X'X)^{-1} \neq V(\hat{\beta}^{(1)}) = \sigma_{\varepsilon}^2 \left[ (X'X)^{-1} + LM_Z L' \right] = \\ &= \sigma_{\varepsilon}^2 \left[ (X'X)^{-1} + (X'X)^{-1} X'Z \left( I - Z(Z'Z)^{-1} Z' \right)^{-1} Z'X (X'X)^{-1} \right] \end{aligned}$$

Ковариационная матрица вычисляется неверно:

ее диагональные элементы меньше, чем должны быть теоретически

Всегда ли будет смещение?

Если  $X'Z = 0$ , в этом случае смещения не будет, но чем значительнее корреляция между  $X$  и  $Z$ , тем серьезнее смещение

# Свойства оценок

- Оценка дисперсии регрессии

$$\left(\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2\right)^{(2)} = \frac{RSS^{(2)}}{n-k-1} = \frac{\hat{\varepsilon}_{(2)}' \hat{\varepsilon}_{(2)}}{n-k-1} = \frac{\left(Y - X \hat{\beta}^{(2)}\right)' \left(Y - X \hat{\beta}^{(2)}\right)}{n-k-1} = \frac{Y' M_x Y}{n-k-1}$$

- Оценка оказывается смещенной вверх:

$$\begin{aligned} E\left\{\left(\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2\right)^{(2)}\right\} &= \frac{E\left\{\left(X \beta + Z \gamma + \varepsilon\right)' M_x \left(X \beta + Z \gamma + \varepsilon\right)\right\}_{M_x X \beta=0}}{n-k-1} = \\ &= \frac{E\left\{\left(Z \gamma + \varepsilon\right)' M_x \left(Z \gamma + \varepsilon\right)\right\}_{E\left(M_x \varepsilon\right)=0}}{n-k-1} = \frac{E\left(\varepsilon' M_x \varepsilon\right) + \gamma' Z' M_x Z \gamma}{n-k-1} = \\ &= \frac{\sigma_{\varepsilon}^2 \operatorname{tr} M_x + \gamma' Z' M_x Z \gamma}{n-k-1} = \sigma_{\varepsilon}^2 + \frac{\gamma' Z' M_x Z \gamma}{n-k-1} \neq \sigma_{\varepsilon}^2 \end{aligned}$$

# Общие выводы

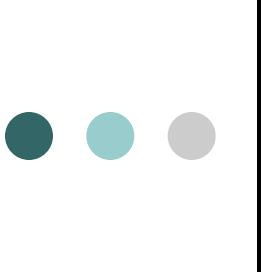
При пропуске существенных переменных

- оценки  $\hat{\beta}^{(2)} = (X'X)^{-1} X'Y$ 
  - смещены (кроме случая  $X'Z = 0$ )
  - несостоятельны (кроме случая  $X'Z = 0$ )
- ковариационная матрица оценок коэффициентов  $V(\hat{\beta}^{(2)}) = \sigma_{\varepsilon}^2 (X'X)^{-1}$ 
  - вычисляется неверно (кроме случая  $X'Z = 0$ )
- оценка дисперсии регрессии  $\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$ 
  - смещена



# Пример 1

- Какие переменные часто пропускаются?
  - Сезонность, степени, перекрестные произведения, тренд, лаги.
- Рассмотрим произвольную модель распределенных лагов, записанную в отклонениях
- Истинное уравнение модели:  $y_t = \beta x_t + \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t$
- Оцениваемое уравнение:  $y_t = \beta x_t + u_t$   
$$E(\hat{\beta}) = \beta + \underbrace{\frac{\sum x_t x_{t-1}}{\sum x_t^2}}_{\text{смещение}} \gamma = \beta + \rho \gamma \quad \rho = \text{corr}(x_t, x_{t-1})$$
- Очевидно, если  $\rho=0$ , смещения не будет



## Пример 2: гедонистическая регрессия цен на коттеджи

Гедонистическая цена приписывается неявной цене определенного характерного признака оцениваемого объекта и влияет на его продажную цену (для коттеджа, например, таким характерным признаком может быть число спален).

Типичными товарами, для которых оцениваются гедонистические ценовые функции, являются компьютеры, автомобили и недвижимость.

Гедонистическая ценовая функция описывает саму ожидаемую цену дома (или ее логарифма) как функцию множества характеристик:

- размера участка земли в собственности,
- числа спален,
- числа полностью оборудованных ванных комнат,
- числа мест в гараже,
- числа этажей,
- наличия подъездной дороги,
- наличия комнаты отдыха,
- наличия обустроенного подвального помещения,
- наличия центрального кондиционирования воздуха,
- наличия водяного отопления на газе и
- расположения в привилегированном районе.

## Пример 2

Регрессионная зависимость цен на коттеджи от размера участка, квадрата размера и участка и дамми для расположения в привилегированной зоне

Variable	m1	m2
lotsize	13.692***	5.977***
lotsize2	-0.001***	
prefarea	12845.248***	13547.941***
_cons	12820.184**	34163.993***
r2	0.362	0.331
r2_a	0.359	0.328
rss	2.48e+11	2.60e+11
rmse	21384.452	21884.052

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Вопрос: почему при пропуске существенной переменной lotsize2 оценка при lotsize упала, а оценка при prefarea выросла?



## Пример 2

### Корреляционная матрица регрессоров

	lotsize	lotsize2	prefarea
lotsize	1.0000		
lotsize2	<b>0.9618*</b>	1.0000	
prefarea	0.2348*	<b>0.2096*</b>	1.0000

## Пример 2

Сопоставление оценок стандартных ошибок регрессий

Variable	m1	m2
lotsize	13.6923 <b>(1.5560)</b>	5.9767 <b>(0.4448)</b>
lotsize2	-0.0006 (0.0001)	
prefarea	1.28e+04 <b>(2226.5177)</b>	1.35e+04 <b>(2274.2763)</b>
_cons	1.28e+04 (4759.6651)	3.42e+04 (2415.6753)

legend: b/se



# Тест Рамсея на наличие пропущенной переменной

Суть теста состоит в исследовании объясняющей силы вспомогательной регрессии остатков исходной модели от полинома 3-ей степени предсказанных исходной моделью значений зависимой переменной

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of price  
Ho: model has no omitted variables

Результат для модели m1:

$$F = 0.16$$

$$\text{Prob} > F = 0.9244$$

Результат для модели m2:

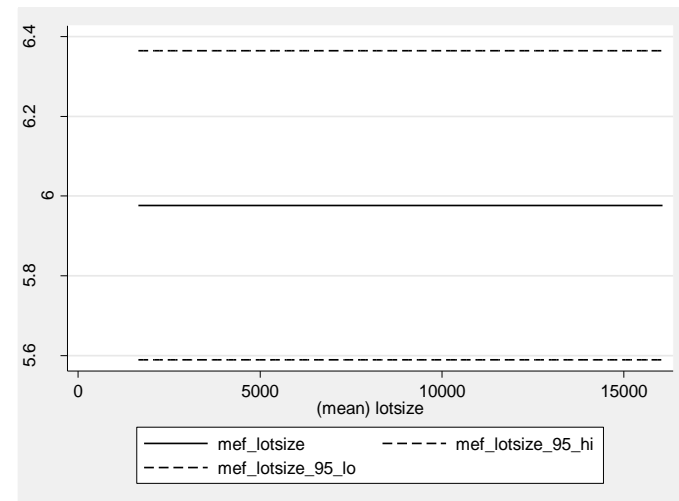
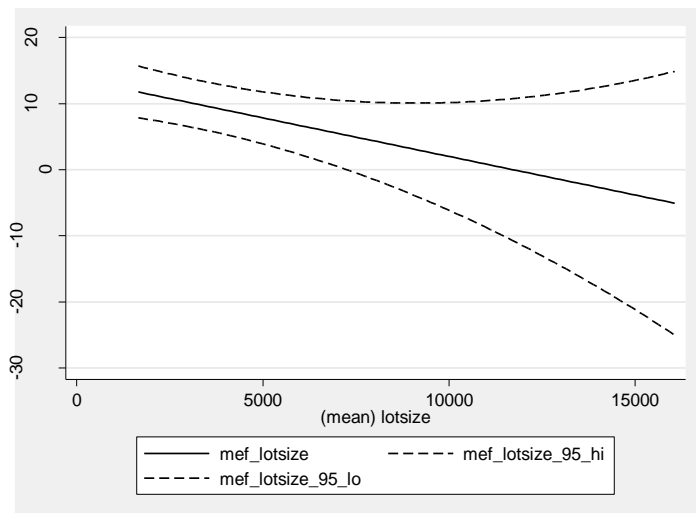
$$F = 8.98$$

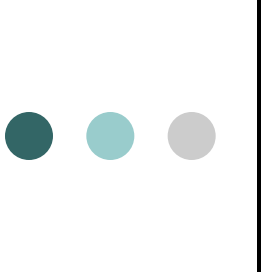
$$\text{Prob} > F = 0.0000$$

# Доверительный интервал для предельного эффекта размера участка на прогноз цены дома

$$\frac{\partial price}{\partial lotsize} = \hat{\beta}_1 + \hat{\gamma}_1 lotsize = 13.6923 - 0.0006 lotsize$$

$$\frac{\partial price}{\partial lotsize} = \hat{\beta}_2 = 5.9767$$





# Интерпретация результатов

- Очевидно, что в модели 2 предполагается равномерный рост цены на 5.98 канадских долларов при увеличении размера участка на 1 квадратный фут.
- В то время как в более реалистичной и правильной с точки зрения проделанных тестов модели 1 цена дома растет, но с ростом размера участка рост цены замедляется.
- Например, для участка размером в 5000 квадратных футов цена вырастет, согласно модели, на  $13.69 - 2 * .0006 * 5000 = 7.69$  долларов при увеличении размера участка на 1 кв.фут, а для участка размером в 10000 квадратных футов цена изменится при увеличении размера на 1 кв.фут только на  $13.69 - 2 * .0006 * 10000 = 1.69$  долларов.





# К чему ведет включение лишних переменных?

- Если включены лишние переменные, то

- (2) –  $Y = X\beta + \varepsilon$

истинная модель

- (1) –  $Y = X\beta + Z\gamma + \varepsilon$

оцениваемая модель,

и свойства ее оценок мы будем изучать

# Свойства оценок

- Исследование свойств оценок коэффициентов

$$\hat{\beta}^{(1)} = (X'X)^{-1} X'Y - LM_Z^{-1} Z'M_X Y \stackrel{Y=X\beta+\varepsilon}{=} \beta + (X'X)^{-1} X'\varepsilon - LM_Z^{-1} Z'M_X \varepsilon$$

$$\hat{\gamma}^{(1)} = M_Z^{-1} Z'M_X Y \stackrel{Y=X\beta+\varepsilon}{=} M_Z^{-1} Z'M_X \varepsilon$$

Оценка оказывается несмещенной:

$$E\left(\hat{\beta}^{(1)}\right) = \beta + (X'X)^{-1} X'E(\varepsilon) - LM_Z^{-1} Z'M_X E(\varepsilon) = \beta$$

$$\hat{\gamma}^{(1)} = M_Z^{-1} Z'M_X E(\varepsilon) = 0$$

# Свойства оценок

- Свойства ковариационной матрицы:

$$\begin{aligned} V(\hat{\beta}^{(1)}) &= \sigma_{\varepsilon}^2 \left[ (X'X)^{-1} + LM_Z L' \right] = \\ &= \sigma_{\varepsilon}^2 \left[ (X'X)^{-1} + (X'X)^{-1} X'Z \left( I - Z(Z'Z)^{-1} Z' \right)^{-1} Z'X (X'X)^{-1} \right] \neq \\ &\neq V(\hat{\beta}^{(2)}) = \sigma_{\varepsilon}^2 (X'X)^{-1} \end{aligned}$$

Ковариационная матрица вычисляется неверно:

ее диагональные элементы больше, чем должны быть теоретически

Всегда ли будет смещение?

Если  $X'Z = 0$ , в этом случае смещения не будет, но чем значительнее корреляция между  $X$  и  $Z$ , тем серьезнее смещение

# Свойства оценок

- Оценка дисперсии регрессии

$$\begin{aligned} \left(\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2\right)^{(1)} &= \frac{RSS^{(1)}}{n-k-1-r} = \frac{\hat{\varepsilon}_{(1)}' \hat{\varepsilon}_{(1)}}{n-k-r-1} = \frac{\left(Y - X \hat{\beta}^{(1)}\right)' \left(Y - X \hat{\beta}^{(1)}\right)}{n-k-r-1} = \\ &= \frac{\varepsilon' M_X \left(I - Z' M_Z^{-1} Z P_X\right) \left(I - P_X Z M_Z^{-1} Z'\right) M_X \varepsilon}{n-k-r-1} \end{aligned}$$

- Оценка оказывается несмещенной:

$$E\left\{\left(\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2\right)^{(1)}\right\} = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2 \text{tr}\left[\left(I - Z' M_Z^{-1} Z P_X\right) \left(I - P_X Z M_Z^{-1} Z'\right) M_X\right]}{n-k-r-1} = \sigma_{\varepsilon}^2$$

# Общие выводы

При включении лишних переменных

- оценки  $\hat{\beta}^{(1)} = (X'X)^{-1} X'Y - LM_Z^{-1} Z'M_X Y$ 
  - несмещены  $\hat{\gamma}^{(1)} = M_Z^{-1} Z'M_X Y$
  - состоятельны
- ковариационная матрица оценок коэффициентов
  - дает завышенные значения дисперсий (кроме случая  $X'Z = 0$ ) (неэффективность)
- оценка дисперсии регрессии  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ 
  - несмещена

# Пример 2

Регрессионная зависимость цен на коттеджи от размера участка, квадрата размера и участка и дамми для расположения в привилегированной зоне

Variable	m1	m3
lotsize	13.692***	13.617***
lotsize2	-0.001***	-0.001***
prefarea	12845.248***	11525.605
lotpref		0.231
_cons	12820.184**	13171.228**
r2	0.362	0.362
r2_a	0.359	0.358
rss	2.48e+11	2.48e+11
rmse	21384.452	21403.043

Lotpref= lotsize \* prefarea

# Пример 2

Сопоставление оценок стандартных ошибок регрессий

Variable	m1	m3
lotsize	13.6923 (1.5560)	13.6174 (1.5877)
lotsize2	-0.0006 (0.0001)	-0.0006 (0.0001)
prefarea	1.28e+04 <b>(2226.5177)</b>	1.15e+04 <b>(5880.3421)</b>
lotpref		0.2311 (0.9528)
_cons	1.28e+04 (4759.6651)	1.32e+04 (4978.8855)

legend: b/se

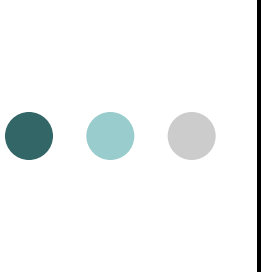
## Пример 2

Серьезные потери в эффективности понес регрессор `prefarea`, очень сильно коррелированный с дополнительной переменной `lotpref`, почти не пострадали регрессоры слабо коррелированные с `lotpref`

### Анализ корреляционной матрицы

	lotsize	lotsize2	prefarea	lotpref
lotsize	1.0000			
lotsize2	0.9618*	1.0000		
prefarea	0.2348*	0.2096*	1.0000	
lotpref	0.4299*	0.3978*	<b>0.9134*</b>	1.0000





# Тест на лишние переменные

В модели 3 имеет смысл провести тест на мультиколлинеарность, посмотрев VIFы

Variable	VIF	1/VIF
-----+-----		
lotsize	14.10	0.070934
lotsize2	13.41	0.074573
lotpref	8.58	0.116611
prefarea	7.40	0.135192

Можно попробовать провести F-тест на возможность исключения незначимых регрессоров из модели

```
( 1)  prefarea = 0
( 2)  lotpref = 0
      F( 2, 541) = 16.64
      Prob > F = 0.0000
```



# Тест Рамсея

Оказывается, что гипотеза о совместной незначимости двух регрессоров отвергается, следовательно, в них заложена ценная информация, влияние которой на цену мешает выявить квазимультиколлинеарность.

О том, что эта группа важна, говорит и тест Рамсея, проведенный для результатов регрессии без этих переменных и диагностирующий ошибку спецификации.

```
qui reg price lotsize lotsize2  
ovtest
```

## Результат:

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values  
of price
```

```
Ho:    model has no omitted variables  
      F(3, 540) =          6.93  
      Prob > F =          0.0001
```

# Использование теоремы о корне из $r$

price	Coef.	Std. Err.	t	P> t
lotsize	13.61742	1.587664	8.58	0.000
lotsize2	-.0005834	.0001132	-5.15	0.000
prefarea	11525.6	5880.342	1.96	0.051
lotpref	.2310658	.9528311	<b>0.24</b>	0.808
_cons	13171.23	4978.886	2.65	0.008

Если мы намереваемся исключить два регрессора,  $t$ -статистики при каждом из них должны быть меньше  $=1.414$ , но такой пары регрессоров, судя по результатам, у нас не наблюдается. Тогда нам остается удалить один,  $t$ -статистика при котором меньше единицы, а это и есть лишняя переменная `lotpref`.



# Тестирование вложенности регрессий

Если увидеть влияние важных для нас переменных мешает квазимультиколлинеарность, имеет смысл строить не вложенные регрессии, которые будут дополнять друг друга.

Пусть имеется 2 альтернативные модели с пересекающимися наборами регрессоров:

$$\begin{array}{ll} \text{(А)} & Y = X\beta + \varepsilon \\ \text{(Б)} & Y = Z\gamma + \varepsilon \end{array} \quad X \cap Z = Q$$

Существуют специальные методы диагностики, которые позволяют выявить скрытую вложенность моделей и различить три ситуации:

- (А) вложена в (Б)
- (Б) вложена в (А)
- (А) и (Б) не вложенные



# Тест Дэвидсона и Мак-Киннона

- Оценивается модель А
- Вычисляется прогнозное значение зависимой переменной по модели А
- Оценивается модель Б, куда включается вспомогательный регрессор – значение зависимой переменной, предсказанной по модели А, и откуда исключаются общие для двух моделей регрессоры
- Изучается значимость вспомогательного регрессора, если он незначим, вся информация о нем уже была вложена неявно в модель Б, следовательно, А вложена в Б.
- И таким же образом тест воспроизводится после того, как модели меняются ролями для большей достоверности.



# Результат:

Variable	test_1_4	test_4_1
lotpref	.04948441	
price1_hat	.99414433***	
prefarea		2102.5158
price4_hat		.97159665***
_cons	328.48914	1441.9841

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Все коэффициенты в тестовых регрессиях, кроме коэффициентов при вспомогательных регрессоров, незначимы.

Таким образом, и в этой модификации теста мы наблюдаем практически полную вложенность моделей друг в друга.



# Вывод

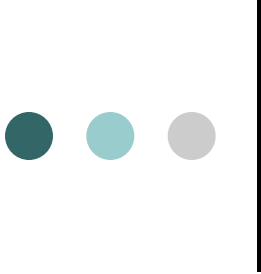
- Модель 1 все же чуть лучше, поскольку для нее не показывает ошибки спецификации тест Рамсея.
- Таким образом, в нашем примере наилучшей оказывается модель 1, в которой предполагается квадратичная зависимость цены от размере участка и различие в уровне цен для объектов, расположенных внутри и вне привилегированной зоны.



# Выбор функциональной формы

- Выбор формы и экономическая теория
- Сравнение функциональных форм
  - Преобразование Бокса-Кокса
  - Популярные функциональные формы
- Тест Харке-Бера на нормальность остатков





# Выбор формы и экономическая теория

- Производственные функции

- ПФ с совершенными заменителями

$$Y_t = \alpha + \beta L_t + \gamma K_t + \varepsilon_t$$

- ПФ Кобба-Дугласа

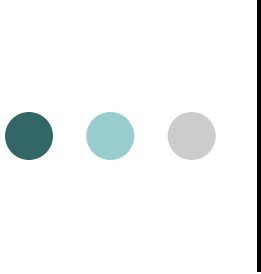
$$\ln Y_t = \alpha + \beta \ln L_t + \gamma \ln K_t + \varepsilon_t$$

- ПФ CES

$$\ln Y_t = \ln \gamma - \frac{\nu}{\rho} \ln \left[ \delta K_t^{-\rho} + (1 - \delta) L_t^{-\rho} \right] + \varepsilon_t$$

- Функция спроса

$$\ln Q_i = \alpha + \beta \ln P_i + \gamma \ln Y_i + \varepsilon_i$$



# Сравнение функциональных форм

- Сравнение по коэффициенту детерминации больше невозможно, поскольку зависимые переменные становятся несопоставимы и TSS несопоставимы
- Используются специальные тесты, в которых производится преобразование зависимых переменных к сопоставимому виду  
(тесты Бокса-Кокса, PE-тест Дэвидсона и Мак Киннона)
- Тестирование нормальности остатков – еще одна возможность убедиться в адекватности функциональной формы регрессии

# Преобразование Бокса-Кокса

- Это преобразование при различных значениях параметров охватывает практически все используемые в экономических приложениях функциональные формы
- Вместо исходных переменных вводятся их аналоги:

$$Y^{(\lambda_1)} = \begin{cases} \frac{Y^{\lambda_1} - 1}{\lambda_1}, & \lambda_1 \neq 0 \\ \ln Y, & \lambda_1 = 0 \end{cases} \quad X^{(\lambda_2)} = \begin{cases} \frac{X^{\lambda_2} - 1}{\lambda_2}, & \lambda_2 \neq 0 \\ \ln X, & \lambda_2 = 0 \end{cases}$$

- Существует непрерывный предельный переход

$$\lim_{\lambda_1 \rightarrow 0} Y^{(\lambda_1)} = \lim_{\lambda_1 \rightarrow 0} \frac{Y^{\lambda_1} - 1}{\lambda_1} \stackrel{\text{по правилу Лопиталя}}{=} \lim_{\lambda_1 \rightarrow 0} \frac{\frac{d}{d\lambda_1}(Y^{\lambda_1} - 1)}{\frac{d}{d\lambda_1}(\lambda_1)} = \lim_{\lambda_1 \rightarrow 0} Y^{\lambda_1} \ln Y = \ln Y$$



# Наиболее популярные в экономических приложениях функциональные формы

- Линейная модель
- Логарифмически-линейная модель
- Полулогарифмическая модель
- Обратная зависимость
- Логарифмическая обратная зависимость



# Линейная модель

$$\lambda_1 = \lambda_2 = 1$$

$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$$

- Смысл коэффициентов – предельные эффекты  $X$  на  $Y$

$$\frac{\partial Y}{\partial X} = \beta$$

- Интерпретация коэффициентов – при изменении  $X$  на единицу измерения  $Y$  меняется на  $\beta$



# Логарифмически-линейная модель

$$\lambda_1 = \lambda_2 = 0$$

$$\ln Y = \alpha + \beta \ln X + \varepsilon$$

- Смысл коэффициентов – эластичности

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X} = \frac{\partial Y / Y}{\partial X / X} = \beta$$

- Интерпретация коэффициентов – при изменении  $X$  на 1% измерения  $Y$  меняется на  $\beta$  %-ов



# Полулогарифмическая модель

$$\lambda_1 = 0 \quad \lambda_2 = 1$$
$$\ln Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$$

- Смысл коэффициентов – темп роста

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial X} = \frac{\partial Y / Y}{\partial X} = \beta$$

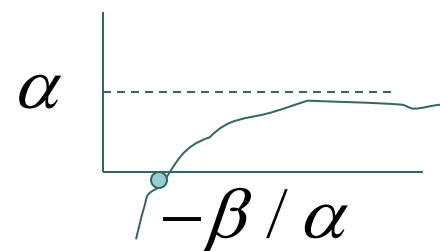
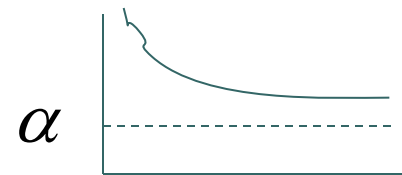
- Интерпретация коэффициентов – при изменении  $X$  на единицу измерения  $Y$  меняется на  $\beta * 100\%$ -ов

# Обратная зависимость

$$\lambda_1 = 1 \quad \lambda_2 = -1$$

$$Y = \alpha + \beta(1/X) + \varepsilon$$

- Прозрачной интерпретации коэффициентов больше нет
- Примеры:
  - Кривая Филлипса  $\beta > 0$
  - Зависимость расходов на некое благо от общих расходов  $\beta < 0$





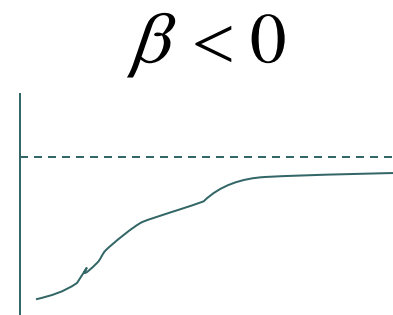
# Логарифмическая обратная зависимость

$$\lambda_1 = 0 \quad \lambda_2 = -1$$

$$\ln Y = \alpha + \beta(1/X) + \varepsilon$$

- Прозрачной интерпретации коэффициентов больше нет
- Примеры:
  - Кривая роста с выходом на насыщение
  - Заменяет логистическую

функцию 
$$Y = \frac{\alpha}{1 + \beta \exp(-\gamma X)}$$





# Тест Харке-Бера на нормальность остатков

- Тест связан с вычислением выборочных асимметрии  $S$  и эксцесса ( $K - 3$ ) для остатков регрессии и выяснении близости последних к соответствующим моментам нормального распределения.
- Осуществляется на основании статистики Харке-Бера (Jarque-Bera, J.-B.)
- Проверяется близость выборочной асимметрии и выборочного эксцесса к 0 (выборочный куртозис  $K$  должен быть близок к 3)
- Может косвенно свидетельствовать об ошибках выбора функциональной формы уравнения регрессии

# Тест Харке-Бера на нормальность остатков

$$H_0 : \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$J.-B. = \frac{n-k-1}{6} \left[ S^2 + \frac{1}{4} (K-3)^2 \right] \stackrel{H_0}{\sim} \chi_2^2$$

$$S = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{\varepsilon}_i)^3 / n}{\hat{\sigma}_\varepsilon^3}$$

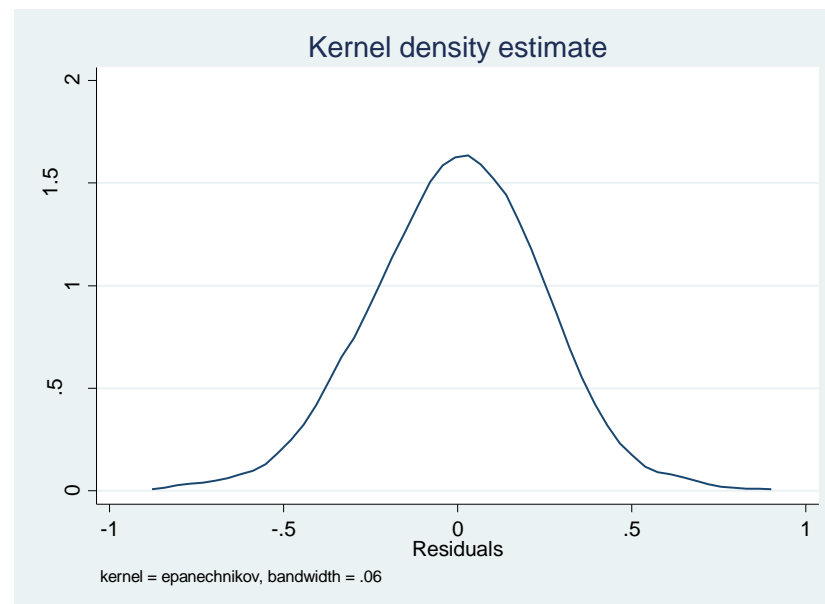
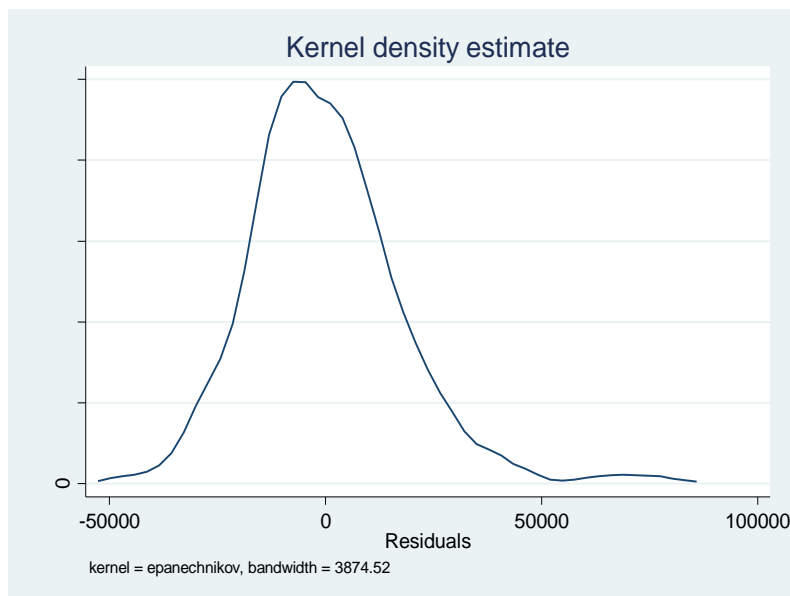
$$K = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{\varepsilon}_i)^4 / n}{\hat{\sigma}_\varepsilon^4}$$

- выборочная асимметрия  
(должна быть близка к 0)

- выборочный куртозис  
(должен быть близок к 3)

# Пример: цены на коттеджи

- Полезно сравнить сначала визуально графики функций плотностей для остатков
- Остатки линейной модели      Остатки логарифмической модели

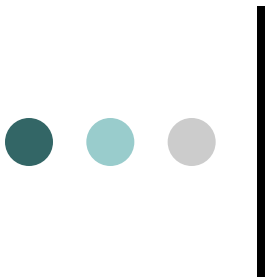


# Пример: цены на коттеджи

## ○ Skewness/Kurtosis tests for Normality

		----- joint -----			
Variable		Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
○	-----+-----				
○	e	0.000	0.000	69.58	0.0000
○	el	0.383	0.151	2.82	0.2436

- Результаты теста указывают p-значения для асимметрии  $\text{Pr}(\text{Skewness})$  и куртозиса  $\text{Pr}(\text{Kurtosis})$ , а также статистику Харке-Бера  $\text{adj chi2}(2)$  и ее p-значение  $\text{Prob}>\text{chi2}$
- В верхней строке указаны результаты теста для остатков линейной модели, а в нижней – для остатков модели логарифмической.
- Вывод: для линейной модели гипотеза нормальности ошибок отвергается, для логарифмической – нет оснований отвергнуть гипотезу нормальности.



# **Спасибо за внимание!**