## Прогнозы. Сравнение моделей

Эконометрика. Лекция 3

#### Лекция 3

- Прогнозирование
- Выбор "наилучшей" модели

## Прогнозирование

Модель: 
$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$$
  
Точечный прогноз:  $\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i + \hat{\beta}_3 z_i$ 

#### Интервальное прогнозирование

Что мы прогнозируем?

ullet Средний  $y_i$  при данных регрессорах,  $E(y_i|x_i,z_i)$ :

$$E(y_i|x_i,z_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i$$

ullet Конкретный  $y_i$  при данных регрессорах:

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$$

Возникает две разных ошибки прогноза!

#### Ошибка прогнозирования среднего

- ullet условное среднее,  $E(y_i|X)$
- ullet ошибка прогноза условного среднего,  $\hat{y}_i E(y_i|X)$
- дисперсия ошибки прогноза:

$$Var(\hat{y}_i - E(y_i|X)|X) = Var(\hat{y}_i|X) = Var(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2x_i + \hat{\beta}_3z_i|X)$$

#### Ошибка прогноза конкретного значения

- конкретное наблюдение, у
- $\bullet$  ошибка прогноза,  $\hat{y}_i y_i$
- дисперсия ошибки прогноза:

$$Var(\hat{y}_i - y_i|X) = Var(\hat{y}_i - E(y_i|X) - \varepsilon_i|X) = Var(\hat{y}_i - \varepsilon_i|X) = Var(\hat{y}_i|X) + Var(\varepsilon_i|X) = Var(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2x_i + \hat{\beta}_3z_i|X) + Var(\varepsilon_i|X)$$

#### Оценка дисперсии

- $Var(\hat{y}_i|X)$ ,  $Var(\varepsilon_i|X)$  неизвестны, зависят от  $\sigma^2$
- ullet  $\widehat{Var}(\hat{y}_i|X),\ \widehat{Var}(arepsilon_i|X)$  известны
- Используем стандартные ошибки:  $se(\hat{y}_i) = \sqrt{\widehat{Var}(\hat{y}_i|X)}$

# Доверительный интервал для среднего значения

ullet Асимптотический:  $rac{\hat{y}_i - E(y_i|X)}{se(\hat{y}_i)} 
ightarrow \mathcal{N}(0,1)$ 

$$E(y_i|X) \in [\hat{y}_i - z_{cr}se(\hat{y}_i); \hat{y}_i + z_{cr}se(\hat{y}_i)]$$

ullet При предположении о нормальности:  $rac{\hat{y}_i - E(y_i|X)}{\mathsf{se}(\hat{y}_i)} \sim t_{n-k}$ 

$$E(y_i|X) \in [\hat{y}_i - t_{cr}se(\hat{y}_i); \hat{y}_i + t_{cr}se(\hat{y}_i)]$$

# Предиктивный интервал для конкретного значения

ullet Асимптотический:  $rac{\hat{y}_i-y_i}{\mathsf{se}(\hat{y}_i-arepsilon_i)} o \mathcal{N}(0,1)$ 

$$y_i \in [\hat{y}_i - z_{cr}se(\hat{y}_i - \varepsilon_i); \hat{y}_i + z_{cr}se(\hat{y}_i - \varepsilon_i)]$$

• При предположении о нормальности:  $\frac{\hat{y}_i - y_i}{\mathsf{se}(\hat{y}_i - \varepsilon_i)} \sim t_{n-k}$ 

$$y_i \in [\hat{y}_i - t_{cr}se(\hat{y}_i - \varepsilon_i); \hat{y}_i + t_{cr}se(\hat{y}_i - \varepsilon_i)]$$

# Пример вычислений [у доски]

```
Coefficients:
         Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 8.53539 0.05183 164.68 <2e-16 ***
\log(\text{carat}) 1.74685 0.07505 23.27 <2e-16 ***
Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.2771 on 38 degrees of freedom
vcov(mod)
         (Intercept) log(carat)
(Intercept) 0.002686470 0.002078281
\log(\text{carat}) \quad 0.002078281 \quad 0.005632675
```

#### Логарифмирование

#### Четыре модели:

• 
$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$$

• 
$$ln(y_i) = \beta_1 + \beta_2 ln(x_i) + \varepsilon_i$$

• 
$$ln(y_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$$

• 
$$y_i = \beta_1 + \beta_2 \ln(x_i) + \varepsilon_i$$

### Вывод интерпретации [у доски]

Идея получения интерпретации логарифмических моделей:  $d \ln x = \frac{dx}{x}$  — изменение x в долях

#### Две популярные версии

- $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$ . С ростом x на единицу y растет на  $\beta_2$  единиц.
- $\ln(y_i) = \beta_1 + \beta_2 \ln(x_i) + \varepsilon_i$ . С ростом x на один процент y растет на  $\beta_2$  процентов.

#### Полулогарифмические модели

- $\ln(y_i) = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$ . С ростом x на единицу y растет на  $100\beta_2$  процентов.
- $y_i = \beta_1 + \beta_2 \ln(x_i) + \varepsilon_i$ . С ростом x на один процент y растет на  $0.01\beta_2$  единиц.

#### Дамми-переменные

- Объясняющая переменная, принимающая значение 0 или 1, называется дамми-переменной (dummy variable)
- Например, пол респондента в опросе, переменная  $\textit{male}_i$ , равная 1 для мужчин и 0 для женщин.

# Дамми-переменные и разные зависимости на подвыборках

Пример 1. Базовая модель.

$$wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \varepsilon_i$$

Зарплата мужчин и женщин в среднем одинаковая при равном опыте и образовании

#### Пример 2.

$$wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \beta_4 male_i + \varepsilon_i$$
  
Для мужчин:  $wage_i = (\beta_1 + \beta_4) + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \varepsilon_i$   
Для женщин:  $wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \varepsilon_i$ 

#### Пример 3.

$$wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \beta_4 male_i + \beta_5 male_i exper_i + \varepsilon_i$$
  
Для мужчин:  $wage_i = (\beta_1 + \beta_4) + (\beta_2 + \beta_5) exper_i + \beta_3 educ_i + +\varepsilon_i$   
Для женщин:  $wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \varepsilon_i$ 

## Пример 4.

$$wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \beta_4 male_i + \beta_5 male_i educ_i + \varepsilon_i$$
  
Для мужчин:  $wage_i = (\beta_1 + \beta_4) + \beta_2 exper_i + (\beta_3 + \beta_5) educ_i + \varepsilon_i$   
Для женщин:  $wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \varepsilon_i$ 

#### Пример 5.

$$wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \beta_4 male_i + \beta_5 male_i educ_i + \beta_6 male_i exper_i + \varepsilon_i$$
  
Для мужчин:  $wage_i = (\beta_1 + \beta_4) + (\beta_2 + \beta_6) exper_i + (\beta_3 + \beta_5) educ_i + \varepsilon_i$   
Для женщин:  $wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \varepsilon_i$ 

## Факторная переменная принимает несколько значений

```
\mathit{season}_i \in \{ \; \mathtt{зимa} \;, \; \mathtt{веснa} \;, \; \mathtt{летo} \;, \; \mathtt{осень} \; \}
```

- Выбираем базовое значение факторной переменной: зима.
- Вводим 3 (четыре сезона минус один базовый) дамми-переменных:

vesnai, letoi, oseni

## Вводим дамми-переменные

Наблюдение	Сезон	vesna <sub>i</sub>	leto <sub>i</sub>	osen <sub>i</sub>
1	Зима	0	0	0
2	Весна	1	0	0
3	Лето	0	1	0
4	Осень	0	0	1
5	Зима	0	0	0
÷	:	:	:	:

#### Модели для подвыборок на примере

```
ісесгеаm_i = \beta_1 + \beta_2ргісе_i + \beta_3vesn_a_i + \beta_4leto_i + \beta_5osen_i + \varepsilon_i
Зима: ісесгеаm_i = \beta_1 + \beta_2ргісе_i + \varepsilon_i
Весна: ісесгеаm_i = (\beta_1 + \beta_3) + \beta_2ргісе_i + \varepsilon_i
Лето: ісесгеаm_i = (\beta_1 + \beta_4) + \beta_2ргісе_i + \varepsilon_i
Осень: ісесгеаm_i = (\beta_1 + \beta_5) + \beta_2ргісе_i + \varepsilon_i
```

#### Частая ошибка!

Включить дамми-переменные на все значения факторной перенной и константу в регрессию. Благородные доны и дуэньи так не поступают!
Пример с ошибкой (!).

$$wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 male_i + \beta_4 female_i + \varepsilon_i$$

Выполнено соотношение  $1 = male_i + female_i$ .

#### частая ошибка — нарушение предпосылки

- О вероятностью 1 среди регрессоров нет линейно зависимых
- ullet Синонимы в матричном виде: rank(X)=k или det(X'X) 
  eq 0 или  $(X'X)^{-1}$  существует

Регрессоры линейно зависимы. Не существует единственных оценок  ${\rm MHK}.$ 

# Проверка гипотез о нескольких ограничениях сразу

$$wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \beta_4 male_i + \beta_5 male_i educ_i + \varepsilon_i$$
 Для мужчин:  $wage_i = (\beta_1 + \beta_4) + \beta_2 exper_i + (\beta_3 + \beta_5) educ_i + \varepsilon_i$  Для женщин:  $wage_i = \beta_1 + \beta_2 exper_i + \beta_3 educ_i + \varepsilon_i$   $H_0: \begin{cases} \beta_4 = 0 \\ \beta_5 = 0 \end{cases}$   $H_a: хотя бы один коэффициент  $(\beta_4$  или  $\beta_5)$  отличен от нуля$ 

Эконометрика. Лекция 3

#### Проверка гипотезы

• Оценить неограниченную модель (unrestricted, ur)

wage
$$_i=\beta_1+\beta_2$$
exper $_i+\beta_3$ educ $_i+\beta_4$ male $_i+\beta_5$ male $_i$ educ $_i+\varepsilon_i$  Посчитать RSS $_{UR}$ 

2 Оценить ограниченную модель (restricted, r)

wage<sub>i</sub> = 
$$\beta_1 + \beta_2$$
exper<sub>i</sub> +  $\beta_3$ educ<sub>i</sub> +  $\varepsilon_i$   
Посчитать RSS<sub>R</sub>

#### Два подхода:

#### 3.1. Асимптотически:

$$\chi^2 = \frac{RSS_R - RSS_{UR}}{RSS_{UR}/(n - k_{UR})} \to \chi_r^2$$

3.2. При нормальности ошибок,  $\varepsilon_i | X \sim N(0, \sigma^2)$ 

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/r}{RSS_{UR}/(n - k_{UR})} \sim F_{r,n-k_{UR}}$$

r — количество ограничений в  $H_0$ 

#### Вывод:

lacktriangle Если  $F_{obs} > F_{cr}$  или  $\chi^2_{obs} > \chi^2_{cr}$ , то  $H_0$  отвергается

# Пример [у доски]

```
## Error in file(file, "rt"): cannot open the connection
## Error in is.data.frame(data): object 'h' not found
## Error in is.data.frame(data): object 'h' not found
```

Проверьте гипотезу о двух ограничениях. RSS для двух моделей:

$$\begin{array}{l} model\_1 <- lm(data = h, log(price) \tilde{\ } log(totsp) + log(livesp) + \\ log(kitsp) + brick + metrdist + walk) \end{array}$$

## Error in is.data.frame(data): object 'h' not found

$$\begin{array}{l} model\_2 <- lm(data = h, log(price) ~^\sim log(totsp) + log(livesp) + \\ log(kitsp) + brick) \end{array}$$

## Error in is.data.frame(data): object 'h' not found

#### deviance(model\_1)

#### Примечание.

RSS ограниченной модели всегда больше:

- $RSS_{UR} = \min_{\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots} RSS$
- $RSS_R = \min_{\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_4 = 0} RSS$

TSS в моделях равны, т.к.  $TSS = \sum (y_i - \bar{y})^2$ Следовательно,  $ESS_{UR} > ESS_R$  и  $R_{UR}^2 > R_R^2$ .

## Самый простой случай

Модель 
$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$$

Гипотеза  $H_0$ : все наши регрессоры абсолютно бесполезны

$$H_0: \begin{cases} \beta_2 = 0 \\ \beta_3 = 0 \\ \dots \end{cases}$$

Всего (k-1) ограничение.

Гипотеза о незначимости регрессии.

# Доказательство формулы статистики для гипотезы о незначимости регрессии [у доски]

Для гипотезы:

$$H_0: \begin{cases} \beta_2 = 0 \\ \beta_3 = 0 \\ \dots \\ \beta_k = 0 \end{cases}$$

Статистика приобретает вид:

$$F = \frac{ESS/(k-1)}{RSS/(n-k)} \sim F_{k-1,n-k}$$

Идея доказательства: ограниченной моделью будет модель  $y_i = \beta_1 + \varepsilon_i$ .

В ограниченной модели  $\hat{\beta}_1 = \bar{y}$  и  $RSS_R = TSS_R$ , а  $ESS_R = 0$ .

## Проверка гипотезы о незначимости регрессии

Модель 
$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$$
 $H_0: \begin{cases} \beta_2 = 0 \\ \beta_3 = 0 \end{cases}$ 
 $F = \frac{ESS/(k-1)}{RSS/(n-k)} \sim F_{k-1,n-k}$ 

# Пример проверки гипотезы о незначимости регресии [у доски]

Для регрессии

$$\widehat{wage}_i = -2.5 + 0.6 school_i + 0.157 exper_i$$

Проверьте гипотезу о незначимости регрессии в целом.  $R^2 = 0.09$ , n = 3294.

#### Снова БСХС — предпосылки

#### Если:

- **①** Истинная зависимость имеет вид  $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ 
  - В матричном виде:  $y = X\beta + \varepsilon$
- $oldsymbol{0}$  С помощью МНК оценивается регрессия y на константу,  $x_i, z_i$
- В матричном виде:  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$

## $\mathrm{BCXC}-$ предположения на $\varepsilon_i$ :

- lacktriangle Строгая экзогенность:  $E(arepsilon_i|$  все регрессоры )=0
  - В матричном виде:  $E(\varepsilon_i|X)=0$
- ullet Условная гомоскедастичность:  $E(arepsilon_i^2|$  все регрессоры  $)=\sigma^2$
- В матричном виде:  $E(\varepsilon_i^2|X) = \sigma^2$

#### БСХС — предпосылки на регрессоры

- lacktriangledown векторы отдельных наблюдений  $(x_i, z_i, y_i)$  независимы и одинаково распределены
- 🔕 с вероятностью 1 среди регрессоров нет линейно зависимых
- ullet Синонимы в матричном виде: rank(X)=k или det(X'X) 
  eq 0 или  $(X'X)^{-1}$  существует

#### БСХС — асимптотические свойства (плюс новое)

#### При $n \to \infty$ :

- $\hat{\beta}_i \to \beta_i$  по вероятности
- $\frac{\hat{\beta}_j \beta_j}{\operatorname{se}(\hat{\beta}_i)} \to N(0,1)$  по распределению
- $\hat{\sigma}^2 \to \sigma^2$  по вероятности новое:  $\chi^2 = \frac{RSS_R RSS_{UR}}{RSS_{UR}/(n-k_{UR})} \to \chi^2_r$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-k}$$

#### БСХС — при нормальности

Если дополнительно известно, что  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ :

- Оценки эффективны среди несмещенных
- $\frac{\hat{\beta}_j \beta_j}{\operatorname{se}(\hat{\beta}_j)} | X \sim t_{n-k}, \frac{\hat{\beta}_j \beta_j}{\operatorname{se}(\hat{\beta}_j)} \sim t_{n-k}$
- $RSS/\sigma^2|X \sim \chi^2_{n-k}$ ,  $RSS/\sigma^2 \sim \chi^2_{n-k}$
- Hoboe:  $F = \frac{(RSS_R RSS_{UR})/r}{RSS_{UR}/(n k_{UR})} | X \sim F_{r,n k_{UR}}$

#### Лишние переменные

- Истина:  $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \varepsilon_i$
- Оценена регрессия:  $\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_i + \hat{\beta}_3 z_i$
- Потеряна: эффективность

### Пропущенные переменные

- Истина:  $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$
- ullet Оценена регрессия:  $\hat{y}_i = \hat{eta}_1 + \hat{eta}_2 x_i$
- Всё плохо!

#### Мораль:

- Если в теории предполагается зависимость от переменной z, то её лучше включить в модель, даже если она не значима.
- Если переменные значимы, то их лучше оставить в модели, даже если теория говорит, что зависимости от них быть не должно.

#### Увидеть то, чего нет

- Как проверить не пропущены ли переменные, которых нет?
- RESET-тест Рамсея

$$H_0: y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$$

На: Есть неизвестные нам пропущенные регрессоры

#### Алгоритм теста Рамсея:

**①** Оценить модель:  $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + \beta_3 z_i + \varepsilon_i$ 

Получить прогнозы  $\hat{y}_i$ 

- $egin{aligned} egin{aligned} egin{aligned\\ egin{aligned} egin{aligned} egin{aligned} egin{aligned} eg$
- **3** Посчитать F-статистику проверяющую гипотезу о равенстве всех  $\gamma_i$  нулю.

Рамсей: при верной  $H_0$  и нормальности остатков  $F \sim F_{p,n-k-p}$ 

# Пример теста Рамсея [у доски]

Для регрессии

$$\widehat{wage}_i = -2.5 + 0.6 school_i + 0.157 exper_i$$

Проверьте тест Рамсея, если:

- $R^2 = 0.091$  (в основной регрессии),
- $R_{aux}^2 = 0.095$  (во вспомогательной регрессии Рамсея),
- n = 3294.

#### Простые показатели качества

- $lackbox{0}$   $R^2$ . Растет с добавлением регрессоров,  $R_{ur}^2 > R_r^2$
- **2**  $R_{adj}^2 = 1 \frac{RSS/(n-k)}{TSS/(n-1)} = 1 \frac{\hat{\sigma}^2}{TSS/(n-1)}$

Чем больше  $R_{adj}^2$  тем меньше  $\hat{\sigma}^2$ .

### Информационные критерии

#### Модель плохая если:

- плохо предсказывает (*RSS* большой)
- $\bullet$  сложная (много коэффицентов, большое k)
- Информационные критерии (размер штрафа):
- Акаике  $AIC = n \ln(RSS/n) + 2k$
- Шварца  $BIC = n \ln(RSS/n) + \ln(n)k$

### Мораль

#### В этой лекции:

- Прогнозирование
- Гипотезы о нескольких ограничениях
- RESET-тест Рамсея

Далее: о неприятностях :)

#### Источники мудрости:

- Артамонов Н.В., Введение в эконометрику: главы 2.4, 2.5, 3.2
- Борзых Д.А., Демешев Б.Б. Эконометрика в задачах и упражнениях: глава 3
- Катышев П.К., Пересецкий А. А. Эконометрика. Начальный курс: главы 3.5
- Себер Дж., Линейный регрессионный анализ: главы 4.1, 5.1, 5.2, 5.3