

## 1. Автокорреляция!

Для проверки гипотез мы предполагали условную некоррелированность ошибок:

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j | X) = 0 \text{ при } i \neq j$$

Что произойдет если эта предпосылка будет нарушена?

## 2. Когда логично ожидать автокорреляцию?

- \* «близость» наблюдений во времени или в пространстве
- \* наличие ненаблюдаемого фактора, действующего на «соседние» наблюдения

## 3. Автокорреляцию подробно изучают!

- \* анализ временных рядов
- \* пространственная эконометрика

## 4. Автокорреляция бывает небезобидной

- \* может привести к несостоятельности оценок  $\hat{\beta}$

5. Чудо-доска

$$\varepsilon_1 = \varepsilon_2 = \dots = \varepsilon_n = \pm 1$$

отметим, что  $E(\varepsilon_1 \varepsilon_2 | x) = 1$

6. Автокорреляция может иметь очень сложную богатую структуру

\* AR, MA, ARMA, ARIMA, VAR, VMA, VARMA, VECM, ARCH, GARCH, EGARCH, FIGARCH, TARCH, AVARCH, ZARCH, CCC, DCC, BEKK, VEC, DLM, ...

(тут можно страшными сокращениями заполнить весь экран)

7. Мы рассмотрим автокорреляцию порядка  $p$

$p = 1$ : автокорреляция первого порядка

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t$$

$u_t$  — независимы между собой,

— независимы от регрессоров

- одинаково распределены

$$-E(u_t) = 0, \text{Var}(u_t) = \sigma_u^2$$

8. упражнение у чудо-доски

Как выглядит  $\text{Corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})$  при автокорреляции первого порядка?

9. Автокорреляция порядка  $p$ :

$$\varepsilon_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \phi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \phi_p \varepsilon_{t-p} + u_t$$

допускает более богатую структуру  $Corr(\varepsilon_i, \varepsilon_j)$

Как и в случае автокорреляции первого порядка,

$$\lim_{k \rightarrow \infty} Corr(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$$

10. условная автокорреляция и другие предпосылки

\* автоматом нарушена предпосылки о независимости наблюдений  $(x_i, y_i)$

\* во временных рядах обычно нарушена предпосылка  $E(\varepsilon_t | X) = 0$

например, использование  $y_{t-1}$  в качестве регрессора нарушает  $E(\varepsilon_t | X) = 0$

(сказать про остальные предпосылки, и более слабые варианты)

11. Мы используем прежние формулы:

Для оценок коэффициентов:  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$

Для оценки ковариационной матрицы оценок коэффициентов,  $\widehat{Var}(\hat{\beta}) = \frac{RSS}{n-k}(X'X)^{-1}$

В частности,  $\widehat{Var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\hat{\sigma}^2}{RSS_j}$  и  $se(\hat{\beta}_j) = \sqrt{\widehat{Var}(\hat{\beta}_j)}$

12. 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?

13. Конечная выборка без предположения о нормальности  $\varepsilon$

\* Линейность по  $y$

\* Условная несмещенность,  $E(\hat{\beta}|X) = \beta$

\* (—) Оценки неэффективны

14. Конечная выборка с предположением о нормальности  $\varepsilon$

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

\* (—)  $\frac{RSS}{\sigma^2}|X \sim \chi_{n-k}^2$

\* (—)  $\frac{(RSS_R - RSS_{UR})/r}{RSS_{UR}/(n-k)} \sim F_{r, n-k}$

15. Асимптотические свойства:

$$* \hat{\beta} \rightarrow \beta$$

$$* \frac{RSS}{n-k} \rightarrow \sigma^2$$

$$* \left( - \right) \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} \rightarrow N(0, 1)$$

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

16. 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

17. Что делать?

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

18. Робастная (устойчивая) к условной гетероскедастичности и автокорреляции оценка ковариационной матрицы

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

ИСПОЛЬЗОВАТЬ

$$\widehat{Var}_{HAC}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}\hat{\Phi}(X'X)^{-1}$$

- \* Нью-Вест (Newey-West), 1987 (Существует много вариантов)

$$\hat{\Phi} = \sum_{j=-k}^k \frac{k-|j|}{k} \left( \sum_t \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t+j} x'_t \cdot x_{t+j} \right)$$



19. Суть корректировки:

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

Какие проблемы решены?

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

20. Какие проблемы не решены?

(—) оценки  $\hat{\beta}$  не меняются и остаются неэффективными даже при предположении о нормальности  $\varepsilon$ :

$$* \text{ (—) } \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} | X \sim t_{n-k}$$

$$* \text{ (—) } \frac{RSS}{\sigma^2} | X \sim \chi_{n-k}^2$$

$$* \text{ (—) } \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/r}{RSS_{UR}/(n-k)} \sim F_{r, n-k}$$

21. С практической точки зрения:

\* Новая формула для  $\widehat{Var}_{HAC}(\hat{\beta})$ , и, следовательно, для  $se_{HAC}(\hat{\beta}_j)$

\* ковариационная матрица в R:

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

```
vcovHAC(model)
```

\* С ней жизнь прекрасна!

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

22. Когда следует использовать

\* Когда мы подозреваем наличие автокорреляции и не хотим заниматься её моделированием

## 23. Обнаружение автокорреляции

- \* Оцениваем интересующую нас модель с помощью МНК

- \* Строим график остатков в осях  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ ,  $\hat{\varepsilon}_t$

/здесь пришлю три графика/

## 24. Формальные тесты на автокорреляцию

- \* тест Дарбина-Уотсона (Durbin-Watson)

- \* тест Бройша-Годфри (Breusch-Godfrey)

25. Тест Дарбина-Уотсона предпосылки:

\* Автокорреляция первого порядка в остатках

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t$$

\* нормальность ошибок  $\varepsilon$

\* сильная экзогенность,  $E(\varepsilon_t|X) = 0$

\*  $H_0$  об отсутствии автокорреляции,  $\rho = 0$

26. процедура теста Дарбина-Уотсона

\* Шаг 1. Оценить основную регрессию, получить  $\hat{\varepsilon}_i$

\* Шаг 2. Посчитать статистику

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (\hat{\varepsilon}_i - \hat{\varepsilon}_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2}$$

## 27. Распределение статистики $DW$

- \*  $H_0$  об отсутствии автокорреляции,  $\rho = 0$
- \* Точный закон распределения сложным образом зависит от  $X$
- \* Если  $\hat{\rho}$  — выборочная корреляция остатков, то  $DW = 2(1 - \hat{\rho})$

## 28. Качественные выводы по статистике $DW$

$$DW = 2(1 - \hat{\rho}), \text{ поэтому } 0 < DW < 4$$

- \*  $DW \approx 0$  означает положительную автокорреляцию  $\hat{\rho} \approx 1$
- \*  $DW \approx 2$  означает отсутствие автокорреляции  $\hat{\rho} \approx 0$
- \*  $DW \approx 4$  означает отрицательную автокорреляцию  $\hat{\rho} \approx -1$

## 29. иллюстрация (рисунок прилагается: график про Дарбина-Уотсона)

теховские надписи для графиков:

$H_0$  не отвергается  $H_0$  отвергается  $DW_{cr}$   $H_0: \rho = 0$

30. С практической точки зрения:

- \* R рассчитывает точные Р-значения для теста  $DW$
- \* существуют таблицы диапазонов критических значений

31. Тест Бройша-Годфри (Breusch-Godfrey)

- \* для тестирования автокорреляции порядка  $p$  в ошибках

$$\varepsilon_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \phi_p \varepsilon_{t-p} + u_t$$

- \* не требуется нормальность остатков
- \* верен при ряде нарушений предпосылки  $E(\varepsilon_t|X) = 0$
- \* асимптотический

$$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_p = 0$$

## 32. Процедура теста Бройша-Годфри

- \* Шаг 1. Оцениваем исходную модель, получаем остатки  $\hat{\varepsilon}_t$
- \* Шаг 2. Строим вспомогательную регрессию  $\hat{\varepsilon}_t$  на исходные регрессоры,  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ ,  $\hat{\varepsilon}_{t-2}$ , ...,  $\hat{\varepsilon}_{t-p}$ , находим  $R_{aux}^2$
- \* Шаг 3. Считаем статистику  $BG = (n - p)R_{aux}^2$

### 33. Тест Бройша-Годфри продолжение

\* При верной  $H_0$  об отсутствии автокорреляции

$$H_0: \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_p = 0$$

$$BG = (n - p)R_{aux}^2 \sim \chi_p^2$$

Здесь график распределения BG (рисунок прилагается) Подписи на графике:

$H_0$  не отвергается  $H_0$  отвергается  $\chi_{cr}^2$   $H_0: \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_p = 0$



34. Тест Бройша-Годфри требует меньше предпосылок

35. Вставка с чудо-доской

Тест Дарбина-Уотсона и Бройша-Годфри (уже снят)

здесь в задаче было дано  $DW$ , надо было найти  $\hat{\rho}$  и провести тест Бройша-Годфри

36. Мораль

- \* Мы рассмотрели ситуацию нарушения предпосылки условной некоррелированности ошибок модели

- \* Нарушена во временных рядах и пространственных данных

- \* В простейшем случае достаточно использовать специальные стандартные ошибки  $se_{HAC}$

- \* Большое количество специальных моделей