

KINH TẾ LƯỢNG ECONOMETRICS

HOÀNG KHẮC LỊCH
Ph.D. in Economics
Faculty of Development Economics
VNU University of Economics and Business
Email: hoangkhaclich@gmail.com
Cell phone: +84 978135777

HỒI QUY ĐƠN BIẾN

- Mục tiêu:
 - Biết được phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất để ước lượng hàm hồi quy tổng thể dựa trên số liệu mẫu.
 - Hiểu các cách kiểm định những giả thiết.
 - Sử dụng mô hình hồi quy để dự báo.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

2

NỘI DUNG

- Mô hình
- Phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS)
- Khoảng tin cậy
- Kiểm định giả thuyết
- Dự báo

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

3

MÔ HÌNH

Mô hình hồi quy tuyến tính hai biến

PRF dạng xác định

- $E(Y/X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$

dạng ngẫu nhiên

- $Y_i = E(Y/X_i) + U_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + U_i$

SRF dạng xác định

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i$$

dạng ngẫu nhiên

$$Y_i = \hat{Y}_i + e_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + e_i$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

4

MÔ HÌNH

Trong đó

- $\hat{\beta}_1$: Ước lượng cho β_1
- $\hat{\beta}_2$: Ước lượng cho β_2
- $\hat{Y}_i$: Ước lượng cho $E(Y/X_i)$

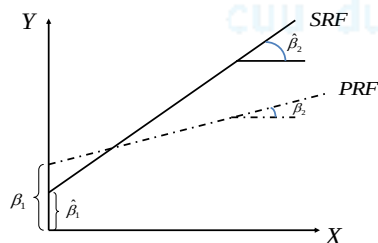
- Sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất thông thường (OLS) để tìm $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

5

MÔ HÌNH



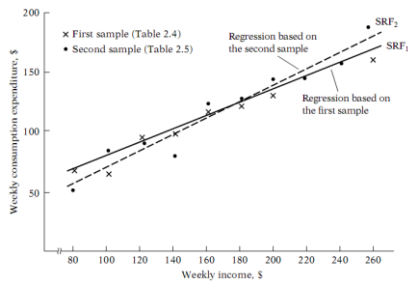
Hình 2.1: Hệ số hồi quy trong hàm hồi quy PRF và SRF

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

6

ĐƯỜNG HỒI QUY DỰA TRÊN 2 MẪU KHÁC NHAU



7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

7

PHƯƠNG PHÁP OLS

Giả sử có n cặp quan sát (X_i, Y_i) . Tìm giá trị $\hat{Y}_i$ sao cho $\hat{Y}_i$ gần giá trị Y_i nhất, tức $e_i = |Y_i - \hat{Y}_i|$ càng nhỏ càng tốt.

- Hay, với n cặp quan sát, muốn

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i)^2 \Rightarrow \min$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

8

PHƯƠNG PHÁP OLS

- Bài toán thành tìm $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ sao cho $f \rightarrow \min$

Điều kiện để đạt cực trị là:

$$\frac{\partial \left(\sum_{i=1}^n e_i^2 \right)}{\partial \hat{\beta}_1} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i) = 0$$

$$\frac{\partial \left(\sum_{i=1}^n e_i^2 \right)}{\partial \hat{\beta}_2} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i) X_i = 0$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

9

PHƯƠNG PHÁP OLS

Hay

$$n\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n X_i = \sum_{i=1}^n Y_i$$

$$\hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n X_i + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n X_i^2 = \sum_{i=1}^n X_i Y_i$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

10

PHƯƠNG PHÁP OLS

- Giải hệ, được

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X} \quad \hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i X_i - n \bar{X} \bar{Y}}{\sum_{i=1}^n X_i^2 - n (\bar{X})^2}$$

$$x_i = X_i - \bar{X} \quad \hat{\beta}_2 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

11

PHƯƠNG PHÁP OLS

- Với

$$\bar{Y} = \frac{\sum Y_i}{n} \quad \bar{X} = \frac{\sum X_i}{n}$$

là trung bình mẫu (theo biến).

$$x_i = X_i - \bar{X} \quad y_i = Y_i - \bar{Y}$$

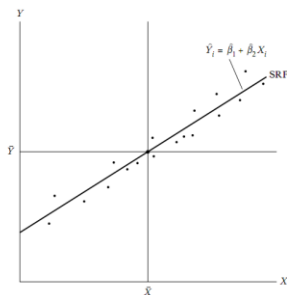
gọi là độ lệch giá trị của biến so với giá trị trung bình mẫu.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

12

ĐƯỜNG HỒI QUY MẪU ĐI QUA ĐIỂM TRUNG BÌNH MẪU THEO 2 BIẾN



7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

13

TỔNG BÌNH PHƯƠNG ĐỘ LỆCH

- TSS (Total Sum of Squares - Tổng bình phương sai số tổng cộng)

$$TSS = \sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum Y_i^2 - n(\bar{Y})^2 = \sum y_i^2$$

- ESS: (Explained Sum of Squares - Bình phương sai số được giải thích)

$$ESS = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = (\hat{\beta})^2 \sum x_i^2$$

- RSS: (Residual Sum of Squares - Tổng bình phương sai số)

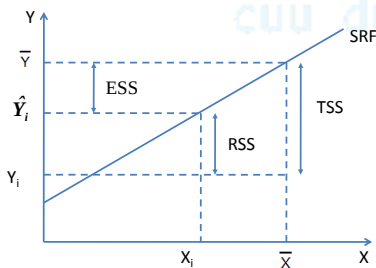
$$RSS = \sum e_i^2 = \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum y_i^2 - \hat{\beta}_2^2 \sum x_i^2$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

14

TỔNG BÌNH PHƯƠNG ĐỘ LỆCH



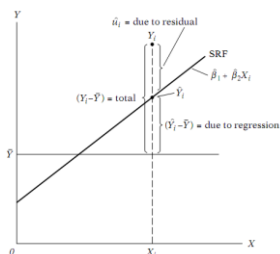
Hình 2.3: Ý nghĩa hình học của TSS, RSS và ESS

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

15

MINH HỌA TỔNG BÌNH PHƯƠNG ĐỘ LỆCH



7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

16

HỆ SỐ XÁC ĐỊNH R^2

- Ta chứng minh được: $TSS = ESS + RSS$. Hay:

$$1 = \frac{ESS}{TSS} + \frac{RSS}{TSS}$$

- ❖ Hàm SRF phù hợp tốt với các số liệu quan sát (mẫu) khi $\hat{Y}_i$ gần Y_i . Khi đó ESS lớn hơn RSS.

- ❖ Hệ số xác định R^2 : đo mức độ phù hợp của hàm hồi quy mẫu.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

17

HỆ SỐ XÁC ĐỊNH R^2

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{\sum_{i=1}^n y_i^2}$$

- Trong mô hình 2 biến:

$$R^2 = \frac{\hat{\beta}_2^2 \sum_{i=1}^n x_i^2}{\sum_{i=1}^n y_i^2}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

18

TÍNH CHẤT CỦA HỆ SỐ XÁC ĐỊNH R^2

- $0 \leq R^2 \leq 1$
- Cho biết % sự biến động của Y được giải thích bởi các biến số X trong mô hình.
- $R^2 = 1$: đường hồi quy phù hợp hoàn hảo
- $R^2 = 0$: X và Y không có quan hệ
- Nhược điểm: R^2 tăng khi số biến X đưa vào mô hình tăng, dù biến đưa vào không có ý nghĩa.

=> Sử dụng R^2 điều chỉnh (adjusted R^2 - $\bar{R}^2$) để quyết định đưa thêm biến vào mô hình.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

19

HỆ SỐ XÁC ĐỊNH ĐIỀU CHỈNH $\bar{R}^2$

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k}$$

- K là lượng tham số có trong mô hình (bao gồm cả tung độ gốc).
- Khi đưa thêm biến vào mô hình mà $\bar{R}^2$ tăng thì nên đưa biến vào và ngược lại.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

20

HỆ SỐ TƯƠNG QUAN r

- **Hệ số tương quan r**: đo mức độ chặt chẽ của quan hệ tuyến tính giữa 2 đại lượng X và Y.

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n y_i x_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^n y_i^2 \sum_{i=1}^n x_i^2}}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

21

TÍNH CHẤT HỆ SỐ TƯƠNG QUAN r

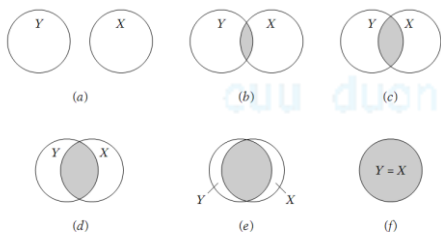
- $-1 \leq r \leq 1$
- Có tính chất đối xứng: $r_{XY} = r_{YX}$
- Nếu X, Y độc lập theo quan điểm thống kê thì hệ số tương quan giữa chúng bằng 0.
- r đo sự kết hợp tuyến tính hay phụ thuộc tuyến tính, không có ý nghĩa để mô tả quan hệ phi tuyến.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

22

MINH HỌA VỀ MỨC ĐỘ TƯƠNG QUAN



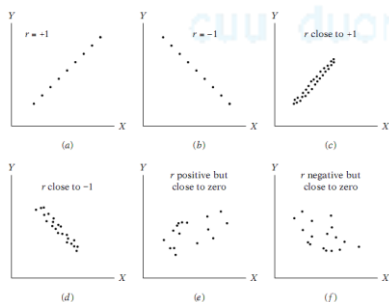
The Ballentine view of r^2 : (a) $r^2 = 0$; (f) $r^2 = 1$.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

23

MINH HỌA VỀ MỨC ĐỘ TƯƠNG QUAN

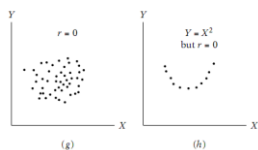


7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

24

MINH HỌA VỀ MỨC ĐỘ TƯƠNG QUAN



7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

25

HỆ SỐ TƯƠNG QUAN r

- Có thể chứng minh được

$$r = \pm \sqrt{R^2}$$

và r cùng dấu với $\hat{\beta}_2$

- VD: $\hat{Y}_i = 6,25 + 0,75X_i$

- Với $R^2 = 0,81 \Rightarrow r = 0,9$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

26

CÁC GIẢ THUYẾT CỦA PHƯƠNG PHÁP OLS

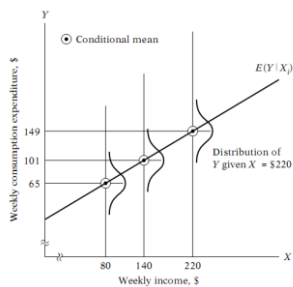
- Giả thiết 1: Các giá trị X_i được xác định trước và không phải là đại lượng ngẫu nhiên
- Giả thiết 2: Kỳ vọng hoặc trung bình số học của các sai số là bằng 0 (zero conditional mean), nghĩa là $E(U/X_i) = 0$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

27

MINH HỌA GIẢ THIẾT 2

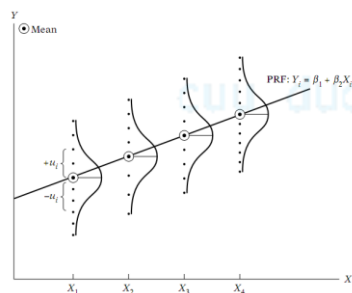


7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

28

MINH HỌA GIẢ THIẾT 2



7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

29

CÁC GIẢ THUYẾT CỦA PHƯƠNG PHÁP OLS

- Giả thiết 3: Các sai số U có phương sai bằng nhau (homoscedasticity)

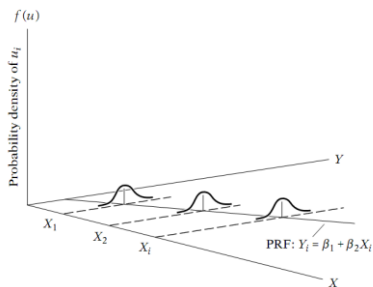
$$\text{Var}(U/X_i) = \sigma^2$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

30

MINH HỌA PHƯƠNG SAI CỦA SAI SỐ KHÔNG ĐỐI (BẰNG NHAU)

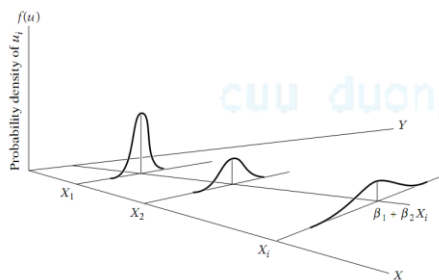


7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

31

MINH HỌA PHƯƠNG SAI CỦA SAI SỐ THAY ĐỔI (KHÔNG BẰNG NHAU)



7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

32

CÁC GIẢ THUYẾT CỦA PHƯƠNG PHÁP OLS

- Giả thiết 4: Các sai số U không có sự tương quan, nghĩa là

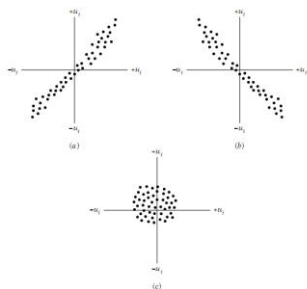
$$\text{Cov}(U_i, U_{i'}) = E(U_i U_{i'}) = 0, \text{ nếu } i \neq i'$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

33

MINH HỌA VỀ TỰ TƯƠNG QUAN CỦA SAI SỐ



7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

34

CÁC GIẢ THUYẾT CỦA PHƯƠNG PHÁP OLS

- Giả thiết 5: Các sai số U độc lập với biến giải thích

$$\text{Cov}(U_i, X_i) = 0$$

- Định lý Gauss-Markov:** Với các giả thiết 1-5 của phương pháp bình phương bé nhất, các ước lượng bình phương nhỏ nhất là các ước lượng tuyến tính, không chệch và có phương sai nhỏ nhất trong lớp các ước lượng tuyến tính không chệch.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

35

TÍNH CHẤT CÁC ƯỚC LƯỢNG OLS

- $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ được xác định một cách duy nhất với n cặp giá trị quan sát (X_i, Y_i)
- $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ là các đại lượng ngẫu nhiên, với các mẫu khác nhau, giá trị của chúng sẽ khác nhau
- SRF có các tính chất sau:
 - SRF đi qua trung bình mẫu $(\bar{X}, \bar{Y})$
 - Giá trị trung bình của $\hat{Y}_i$ bằng giá trị trung bình của các quan sát: $\bar{\hat{Y}} = \bar{Y}$
 - Giá trị trung bình của các phần dư: $\sum_{i=1}^n e_i = 0$
 - Các phần dư e_i không tương quan với $\hat{Y}_i$ tức là $\sum_{i=1}^n \hat{Y}_i e_i = 0$
 - Các phần dư e_i không tương quan với X_i tức là $\sum_{i=1}^n X_i e_i = 0$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

36

SAI SỐ CHUẨN CỦA CÁC ƯỚC LƯỢNG OLS

- var: phương sai
- se: sai số chuẩn
- σ^2 : phương sai nhiều của tổng thể

$$\sigma^2 = \text{Var}(U_i)$$

→ Thực tế khó biết được giá trị σ^2 → Dùng ước lượng không chệch

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-2}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

37

SAI SỐ CHUẨN CỦA CÁC ƯỚC LƯỢNG OLS

- Với $\hat{\beta}_1$:

$$\circ \text{Var}(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum x_i^2}{n \sum x_i^2} \sigma^2$$

$$\circ \text{Se}(\hat{\beta}_1) = \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_1)}$$

- Với $\hat{\beta}_2$:

$$\circ \text{Var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2}$$

$$\circ \text{Se}(\hat{\beta}_2) = \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_2)}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

38

SAI SỐ CHUẨN CỦA CÁC ƯỚC LƯỢNG OLS

- Sai số chuẩn của hồi quy là độ lệch tiêu chuẩn các giá trị Y quanh đường hồi quy mẫu:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n-2}}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

39

GIẢ THIẾT 6

- Giả thiết 6: Đại lượng sai số ngẫu nhiên có phân phối chuẩn $U_i \sim N(0, \sigma^2)$
 - Giả thiết 6 có ý nghĩa như thế nào?
 - Đọc trang 33, sách bài giảng Kinh Tế Lượng (Nguyễn Quang Đông, 2012)
- Với các giả thiết 1-6, chúng ta có thể tìm khoảng tin cậy và kiểm định giả thiết về các tham số hồi quy.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

40

KHOẢNG TIN CẬY CỦA HỆ SỐ HỒI QUY

- Xác suất của khoảng $(\hat{\beta}_i - \varepsilon_i, \hat{\beta}_i + \varepsilon_i)$ chứa giá trị thực của β_i là $1 - \alpha$ hay:

$$P(\hat{\beta}_i - \varepsilon_i \leq \beta_i \leq \hat{\beta}_i + \varepsilon_i) = 1 - \alpha$$
 - Với $\varepsilon_i = \hat{\beta}_i - \beta_i = t_{(\frac{\alpha}{2}, n-2)} Se(\hat{\beta}_i)$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

41

KHOẢNG TIN CẬY CỦA HỆ SỐ HỒI QUY

- $(\hat{\beta}_i - \varepsilon_i, \hat{\beta}_i + \varepsilon_i)$ là khoảng tin cậy
- ε_i là độ chính xác của ước lượng
- $1 - \alpha$ là hệ số tin cậy
- α ($0 < \alpha < 1$) là mức ý nghĩa
- $t_{(\frac{\alpha}{2}, n-2)}$ là giá trị tới hạn (tìm bằng cách tra bảng số t-student)
- n là số quan sát

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

42

KHOẢNG TIN CẬY CỦA σ^2

$$P(\chi^2_{1-\alpha/2} \leq \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\sigma^2} \leq \chi^2_{\alpha/2}) = 1-\alpha$$

hay

$$P\left(\frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^2_{\alpha/2}} \leq \sigma^2 \leq \frac{(n-2)\hat{\sigma}^2}{\chi^2_{1-\alpha/2}}\right) = 1-\alpha$$

$\chi^2_{1-\alpha/2}$, $\chi^2_{\alpha/2}$: giá trị của đại lượng ngẫu nhiên phân phối theo quy luật χ^2 với bậc tự do n-2 thỏa điều kiện

$$P(\chi^2 > \chi^2_{1-\alpha/2}) = 1-\alpha; P(\chi^2 > \chi^2_{\alpha/2}) = \alpha/2$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

43

KIỂM ĐỊNH GIẢ THIẾT

- Kiểm định giả thiết về hệ số hồi quy

❖ Hai phía: $H_0 : \beta_i = \beta_i^*$
 $H_1 : \beta_i \neq \beta_i^*$

❖ Phía phải: $H_0 : \beta_i \leq \beta_i^*$
 $H_1 : \beta_i > \beta_i^*$

❖ Phía trái: $H_0 : \beta_i \geq \beta_i^*$
 $H_1 : \beta_i < \beta_i^*$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

44

KIỂM ĐỊNH GIẢ THIẾT VỀ HỆ SỐ HỒI QUY

$$H_0 : \beta_i = \beta_i^*$$

$$H_1 : \beta_i \neq \beta_i^*$$

Cách 1: Phương pháp giá trị tới hạn

Bước 1: Tính t

$$t = \frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2^*}{SE(\hat{\beta}_2)}$$

Bước 2: Tra bảng t-student để có giá trị tới hạn $t_{(n-2, \alpha/2)}$

Bước 3: Quy tắc quyết định

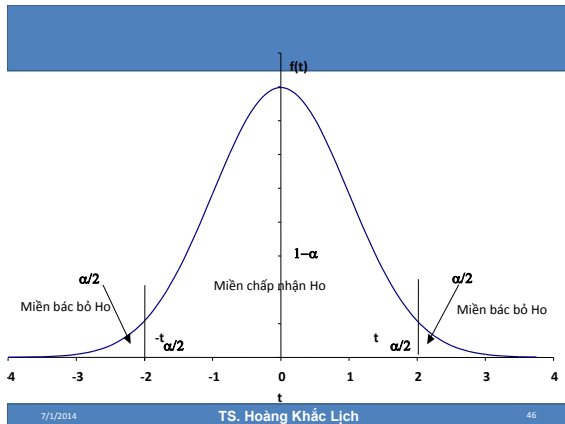
Nếu $|t| > t_{(n-2, \alpha/2)}$ bác bỏ H_0 .

Nếu $|t| \leq t_{(n-2, \alpha/2)}$ chấp nhận H_0 .

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

45



KIỂM ĐỊNH GIẢ THIẾT VỀ HỆ SỐ HỒI QUY

Cách 2: Phương pháp khoảng tin cậy

Khoảng tin cậy của β_i :

$$\beta_i \in (\hat{\beta}_i - \varepsilon_i; \hat{\beta}_i + \varepsilon_i) \quad \varepsilon_i = t_{(\alpha/2, n-2)} SE(\hat{\beta}_i)$$

với mức ý nghĩa α trùng với mức ý nghĩa của H_0

Quy tắc quyết định:

- Nếu $\beta_i^* \in (\hat{\beta}_i - \varepsilon_i; \hat{\beta}_i + \varepsilon_i)$ chấp nhận H_0
- Nếu $\beta_i^* \notin (\hat{\beta}_i - \varepsilon_i; \hat{\beta}_i + \varepsilon_i)$ bác bỏ H_0

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

47

KIỂM ĐỊNH GIẢ THIẾT VỀ HỆ SỐ HỒI QUY

Cách 3: Phương pháp p-value

Bước 1: Tính

$$t_i = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i^*}{SE(\hat{\beta}_i)}$$

Bước 2: Tính $P(T > |t_i|) = p$

Bước 3: Quy tắc quyết định

- Nếu $p \leq \alpha$: Bác bỏ H_0
- Nếu $p > \alpha$: Chấp nhận H_0

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

48

KIỂM ĐỊNH GIẢ THIẾT VỀ HỆ SỐ HỒI QUY

Loại GT	H_0	H_1	Miền bác bỏ
Hai phía	$\beta_i = \beta_i^*$	$\beta_i \neq \beta_i^*$	$ t > t_{\alpha/2} (n-2)$
Phía phải	$\beta_i \leq \beta_i^*$	$\beta_i > \beta_i^*$	$t > t_{\alpha} (n-2)$
Phía trái	$\beta_i \geq \beta_i^*$	$\beta_i < \beta_i^*$	$t < t_{\alpha} (n-2)$

7/1/2014

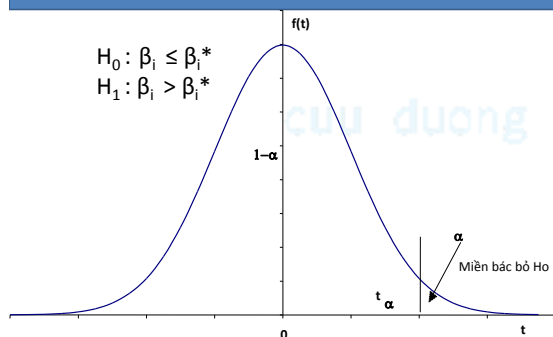
TS. Hoàng Khắc Lịch

49

KIỂM ĐỊNH PHÍA PHẢI

$$H_0: \beta_i \leq \beta_i^*$$

$$H_1: \beta_i > \beta_i^*$$



7/1/2014

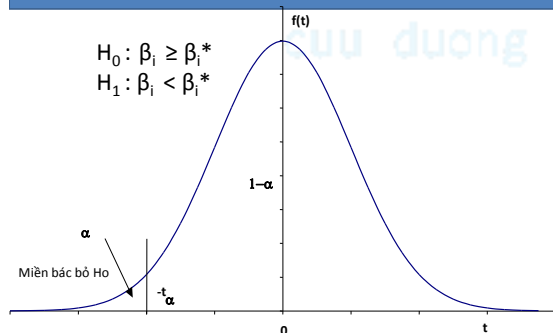
TS. Hoàng Khắc Lịch

50

KIỂM ĐỊNH PHÍA TRÁI

$$H_0: \beta_i \geq \beta_i^*$$

$$H_1: \beta_i < \beta_i^*$$



7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

51

KIỂM ĐỊNH SỰ PHÙ HỢP CỦA MÔ HÌNH

Kiểm định giả thiết $H_0: R^2 = 0$
 (tương đương $H_0: \beta_2 = 0$)
 với mức ý nghĩa α hay độ tin cậy $1 - \alpha$

Bước 1:

Tính

$$F = \frac{R^2(n-2)}{1-R^2}$$

a. Phương pháp giá trị tới hạn

Bước 2: Tra bảng F với mức ý nghĩa α và hai bậc tự do (1, n-2)

Bước 3: Quy tắc quyết định

- Nếu $F > F_{\alpha}(1, n-2)$: Bác bỏ H_0
- Nếu $F \leq F_{\alpha}(1, n-2)$: Chấp nhận H_0

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

52

KIỂM ĐỊNH SỰ PHÙ HỢP CỦA MÔ HÌNH

b. Phương pháp p-value

Bước 2: Tính p-value = $p(F_{\alpha}(1, n-2) > F)$

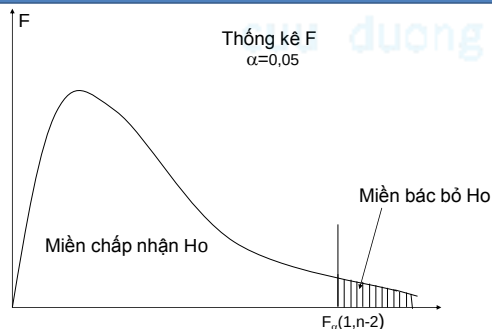
Bước 3: Quy tắc quyết định

- Nếu $p \leq \alpha$: Bác bỏ H_0
- Nếu $p > \alpha$: Chấp nhận H_0

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

53



7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

54

DỰ BÁO

Mô hình hồi quy

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i$$

Cho trước giá trị $X = X_0$, dự báo giá trị trung bình và giá trị cá biệt của Y với mức ý nghĩa α hay độ tin cậy $1 - \alpha$.

* Ước lượng điểm

$$\hat{Y}_0 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_0$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

55

DỰ BÁO

* Dự báo giá trị trung bình của Y

$$E(Y / X_0) \in (\hat{Y}_0 - \varepsilon_0; \hat{Y}_0 + \varepsilon_0)$$

Với:

$$\varepsilon_0 = SE(\hat{Y}_0) t_{(n-2, \alpha/2)}$$

$$SE(\hat{Y}_0) = \sqrt{Var(\hat{Y}_0)}$$

$$Var(\hat{Y}_0) = \hat{\sigma}^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{(\bar{X} - X_0)^2}{\sum x_i^2} \right)$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

56

DỰ BÁO

* Dự báo giá trị cá biệt của Y

$$Y_0 \in (\hat{Y}_0 - \varepsilon'_0; \hat{Y}_0 + \varepsilon'_0)$$

Với:

$$\varepsilon'_0 = SE(Y_0 - \hat{Y}_0) t_{(n-2, \alpha/2)}$$

$$SE(Y_0 - \hat{Y}_0) = \sqrt{Var(Y_0 - \hat{Y}_0)}$$

$$Var(Y_0 - \hat{Y}_0) = \hat{\sigma}^2 \left(1 + \frac{1}{n} + \frac{(\bar{X} - X_0)^2}{\sum x_i^2} \right)$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

57

HỒI QUY VÀ ĐƠN VỊ ĐO CỦA BIẾN

$$Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + e_i$$

Nếu đơn vị đo của biến X, Y thay đổi thì mô hình hồi quy mới là

$$Y_i^* = \hat{\beta}_1^* + \hat{\beta}_2^* X_i^* + e_i^*$$

Với

$$Y_i^* = k_1 Y_i; X_i^* = k_2 X_i \quad \hat{\beta}_1^* = k_1 \hat{\beta}_1; \hat{\beta}_2^* = \frac{k_1}{k_2} \hat{\beta}_2$$

$$\text{var}(\hat{\beta}_1^*) = (k_1)^2 \cdot \text{var}(\hat{\beta}_1); \text{var}(\hat{\beta}_2^*) = \left(\frac{k_1}{k_2}\right)^2 \cdot \text{var}(\hat{\beta}_2)$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

58

cuu duong than cong. com

cuu duong than cong. com