

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

LÝ DO SỬ DỤNG HỒI QUY BỘI

- Thông thường biến phụ thuộc Y chịu tác động bởi nhiều biến độc lập X .
- Mô hình hồi quy đơn biến không giải thích được sự biến đổi của biến Y .

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

2

NỘI DUNG

- Mô hình hồi quy 3 biến
- Mô hình hồi quy k biến
- Dự báo

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

3

MÔ HÌNH HỒI QUY 3 BIẾN

- Mô hình hồi quy tổng thể 3 biến:

$$E(Y|X_2, X_3) = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3$$

- Y : biến phụ thuộc
- X_2 và X_3 : biến độc lập
- β_1 : hệ số tự do
- β_2, β_3 : hệ số hồi quy riêng
- **Ý nghĩa:** PRF cho biết **trung bình** có điều kiện của Y với điều kiện đã biết các giá trị cố định của biến X_2 và X_3 .

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

4

MÔ HÌNH HỒI QUY 3 BIẾN

- **Ý nghĩa hệ số hồi quy riêng:** cho biết ảnh hưởng của từng biến độc lập lên giá trị trung bình của biến phụ thuộc khi các biến còn lại được giữ không đổi.
- Mô hình hồi quy tổng thể ngẫu nhiên:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i$$

- u_i : sai số ngẫu nhiên của tổng thể

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

5

CÁC GIẢ THIẾT CỦA MÔ HÌNH

- Giá trị trung bình của U_i bằng 0
 $E(U_i|X_{2i}, X_{3i}) = 0$
- Phương sai của các U_i là không đổi
 $Var(U_i) = \sigma^2$
- Không có hiện tượng tự tương quan giữa các U_i
 $Cov(U_i, U_j) = 0; i \neq j$
- Không có hiện tượng cộng tuyến giữa X_2 và X_3
- U_i có phân phối chuẩn: $U_i \sim N(0, \sigma^2)$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

6

ƯỚC LƯỢNG CÁC THAM SỐ

- Hàm hồi quy mẫu

$$Y_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \hat{\beta}_3 X_{3i} + e_i$$

sai số của mẫu ứng với quan sát thứ i

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i$$

- Sử dụng phương pháp bình phương nhỏ nhất để ước lượng các tham số $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

7

ƯỚC LƯỢNG CÁC THAM SỐ

$$Q = \sum e_i^2 = \sum (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i})^2 \rightarrow \min$$

$$\frac{dQ}{d\hat{\beta}_1} = -2 \sum (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i}) = 0$$

$$\frac{dQ}{d\hat{\beta}_2} = 2 \sum (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i})(-X_{2i}) = 0$$

$$\frac{dQ}{d\hat{\beta}_3} = 2 \sum (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i})(-X_{3i}) = 0$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

8

ƯỚC LƯỢNG CÁC THAM SỐ

$$\hat{\beta}_2 = \frac{\sum y_i x_{2i} \sum x_{3i}^2 - \sum y_i x_{3i} \sum x_{2i} x_{3i}}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2}$$

$$\hat{\beta}_3 = \frac{\sum y_i x_{3i} \sum x_{2i}^2 - \sum y_i x_{2i} \sum x_{2i} x_{3i}}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2}$$

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X}_{2i} - \hat{\beta}_3 \bar{X}_{3i}$$

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

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

9

PHƯƠNG SAI CỦA CÁC ƯỚC LƯỢNG

$$\text{Var}(\hat{\beta}_1) = \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{X}_2^2 \sum x_{3i}^2 + \bar{X}_3^2 \sum x_{2i}^2 - 2\bar{X}_2 \bar{X}_3 \sum x_{2i} x_{3i}}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2} \right) \sigma^2$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_2) = \frac{\sum x_{3i}^2}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2} \sigma^2$$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_3) = \frac{\sum x_{2i}^2}{\sum x_{2i}^2 \sum x_{3i}^2 - (\sum x_{2i} x_{3i})^2} \sigma^2$$

- σ^2 là phương sai của u_i chưa biết nên dùng ước lượng không chệch:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-3} = \frac{(1-R^2) \sum y_i^2}{n-3}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

10

HỆ SỐ XÁC ĐỊNH

- Hệ số xác định R^2 : $R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{\sum_{i=1}^n y_i^2}$
- Mô hình hồi quy 3 biến: $R^2 = \frac{\hat{\beta}_2 \sum y_i x_{2i} + \hat{\beta}_3 \sum y_i x_{3i}}{\sum y_i^2}$
- Hệ số xác định điều chỉnh:
 - k là số lượng tham số của mô hình, kể cả hệ số tự do.
 - $\bar{R}^2 = \frac{\sum e_i^2 / (n-k)}{\sum y_i^2 / (n-1)}$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

11

HỆ SỐ XÁC ĐỊNH HIỆU CHỈNH

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

- Dùng $\bar{R}^2$ để xét việc đưa thêm 1 biến vào mô hình. Biến mới đưa vào mô hình phải thỏa 2 điều kiện:
 - Làm $\bar{R}^2$ tăng
 - Hệ số hồi quy biến mới thêm vào mô hình khác 0 có ý nghĩa

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

12

KHOẢNG TIN CẬY

- Với mức ý nghĩa α hay độ tin cậy $1 - \alpha$

$$\beta_i \in (\hat{\beta}_i - \varepsilon_i; \hat{\beta}_i + \varepsilon_i)$$

Trong đó,

$$\varepsilon_i = SE(\hat{\beta}_i) t_{(n-3, \alpha/2)}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

13

KIỂM ĐỊNH GIẢ THUYẾT

- Kiểm định giả thuyết $H_0: \beta_i = \beta_i^*$

○ B1: Tính $t_i = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i^*}{SE(\hat{\beta}_i)}$

- B2: Nguyên tắc quyết định

- Nếu $|t_i| > t_{(n-3, \frac{\alpha}{2})}$: Bác bỏ H_0 .
- Nếu $|t_i| \leq t_{(n-3, \frac{\alpha}{2})}$: Chấp nhận H_0 .

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

14

KIỂM ĐỊNH GIẢ THUYẾT

- Kiểm định giả thuyết đồng thời bằng không:

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = 0$$

H_1 : Có ít nhất 1 tham số khác 0

- B1: Tính

$$F = \frac{R^2(n-3)}{(1-R^2)2}$$

- B2: Nguyên tắc quyết định

- $F > F_{\alpha}(2, n-3)$: Bác bỏ H_0 (mô hình phù hợp)
- $F \leq F_{\alpha}(2, n-3)$: Chấp nhận H_0 (mô hình không phù hợp)

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

15

MÔ HÌNH HỒI QUY k BIẾN

- Mô hình hồi quy tổng thể:

$$E(Y / X_2, \dots, X_k) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}$$

- Mô hình hồi quy mẫu ngẫu nhiên:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki} + e_i$$

Sai số của mẫu ứng với quan sát thứ i

$$e_i = Y_i - \hat{Y}_i = Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i} - \dots - \hat{\beta}_k X_{ki}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

16

ƯỚC LƯỢNG CÁC THAM SỐ

$$\sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i} - \dots - \hat{\beta}_k X_{ki})^2 \rightarrow \min$$

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^n e_i^2}{\partial \beta_1} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_1 - \beta_2 X_{2i} - \beta_3 X_{3i} - \dots - \beta_k X_{ki}) = 0$$

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^n e_i^2}{\partial \beta_2} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_1 - \beta_2 X_{2i} - \beta_3 X_{3i} - \dots - \beta_k X_{ki}) X_{2i} = 0$$

...

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^n e_i^2}{\partial \beta_k} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_1 - \beta_2 X_{2i} - \beta_3 X_{3i} - \dots - \beta_k X_{ki}) X_{ki} = 0$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

17

KHOẢNG TIN CẬY

- Với mức ý nghĩa α hay độ tin cậy $1 - \alpha$

$$\beta_i \in (\hat{\beta}_i - \varepsilon_i; \hat{\beta}_i + \varepsilon_i)$$

Trong đó,

$$\varepsilon_i = SE(\hat{\beta}_i) t_{(n-k, \alpha/2)}$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

18

HỆ SỐ XÁC ĐỊNH

$$R^2 = \frac{\hat{\beta}_2 \sum y_i x_{2i} + \hat{\beta}_3 \sum y_i x_{3i} + \dots + \hat{\beta}_k \sum y_i x_{ki}}{\sum y_i^2}$$

- Hệ số xác định hiệu chỉnh:

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

Với k là số lượng tham số của mô hình, kể cả hệ số tự do

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

19

HỆ SỐ XÁC ĐỊNH HIỆU CHỈNH

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

- Dùng $\bar{R}^2$ để xem xét việc đưa thêm biến vào mô hình. Biến mới đưa vào mô hình phải thỏa 2 điều kiện:
 - Làm $\bar{R}^2$ tăng
 - Hệ số hồi quy biến mới thêm vào mô hình khác 0 và có ý nghĩa (hay còn gọi là có ý nghĩa thống kê)

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

20

KIỂM ĐỊNH CÁC GIẢ THUYẾT HỒI QUY

- Kiểm định giả thuyết về hệ số hồi quy

- Kiểm định giả thuyết $H_0: \beta_i = \beta_i^*$

- B1: Tính $t_i = \frac{\hat{\beta}_i - \beta_i^*}{SE(\hat{\beta}_i)}$

- B2: Nguyên tắc quyết định

- Nếu $|t_i| > t_{(n-k, \frac{\alpha}{2})}$: Bác bỏ H_0 .
- Nếu $|t_i| \leq t_{(n-k, \frac{\alpha}{2})}$: Chấp nhận H_0 .

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

21

KIỂM ĐỊNH CÁC GIẢ THUYẾT HỒI QUY

- Kiểm định sự phù hợp của mô hình (kiểm định giả thuyết đồng thời bằng không):

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0$$

H_1 : Có ít nhất 1 tham số khác 0

- o B1: Tính

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

- o B2: Nguyên tắc quyết định

- $F > F_\alpha(k-1, n-k)$: Bác bỏ H_0 (mô hình phù hợp)
- $F \leq F_\alpha(k-1, n-k)$: Chấp nhận H_0 (mô hình không phù hợp)

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

22

DỰ BÁO

- Mô hình hồi quy

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{i2} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ik}$$

- Cho trước giá trị

$$X^0 = \begin{bmatrix} 1 \\ X_2^0 \\ \dots \\ X_k^0 \end{bmatrix}$$

- Dự báo giá trị trung bình và giá trị cá biệt của Y với mức ý nghĩa α hay độ tin cậy $1 - \alpha$.

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

23

DỰ BÁO

- Ước lượng điểm

$$\hat{Y}_0 = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_2^0 + \dots + \hat{\beta}_k X_k^0$$

- Dự báo giá trị trung bình của Y

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

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

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

$$Var(\hat{Y}_0) = \hat{\sigma}^2 X^{0T} (X^T \cdot X)^{-1} \cdot X^0$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

24

DỰ BÁO

- Dự báo giá trị cá biệt của Y

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

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

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

$$\text{Var}(Y_0 - \hat{Y}_0) = \text{Var}(\hat{Y}_0) + \sigma^2$$

7/1/2014

TS. Hoàng Khắc Lịch

25

cuu duong than cong. com

cuu duong than cong. com