– i

–   i

1. nh
2. ng SRF
3. Các giả thiết cơ bản của phương pháp OLS
4. Độ chính xác của các ước lượng
5. Phân tích hồi qui
6. Kiểm định sự phù hợp của hàm hồi qui
7. i quy
8. Dự báo
9.

– i

1. nh

- :

←

ng ← ng

u ← p

- **Cấu trúc mô hình hồi qui bội:**

$$PRM : Y_i = f(X2_i, X3_i, ...) + U_i$$

$$PRF : E(Y \mid X2_i, X3_i, ...) = f(X2_i, X3_i, ...)$$

– i

1. nh

- Dạng hàm hồi qui tuyến tính:

$$PRF: E(Y \mid X2_i, X3_i, ...) = \beta_1 + \beta_2 X2_i + ... + \beta_k Xk_i$$

$$PRM: Y_i = \beta_1 + \beta_2 X2_i + ... + \beta_k Xk_i + U_i$$

- Trong đó: β_1 là hệ số chặn → Ý nghĩa: Trung bình của biến phụ thuộc khi tất cả các biến độc lập bằng 0
- β_2 là hệ số hồi qui riêng của Y theo X2 → cho biết X2 tăng 1 đơn vị thì Y tăng β_2 đơn vị và ngược lại (điều kiện yếu tố khác không đổi)
- Các hệ số còn lại có ý nghĩa tương tự β_2

– i

2. c ng SRF

- Mẫu ngẫu nhiên kích thước n: (Y_i, $X2_i$, $X3_i$,…, Xk_i)
- Hồi qui mẫu:

$$SRF \quad : \hat{Y}_i = \beta_1 + \beta_2 \times X2_i + \ldots + \beta_k \times Xk_i$$

$$SRM \quad : Y_i = \beta_1 + \beta_2 \times X2_i + \ldots + \beta_k \times Xk_i + e_i$$

Tiêu chuẩn ước lượng phương pháp OLS:

$$Q = \sum_1^n e_i^2 = \sum_1^n (Y_i - \beta_1 - \beta_2 \times X2_i - \ldots \beta_k \times Xk_i)^2 \to \min$$

2. c ng SRF

$$\frac{\partial Q}{\partial \beta_1} = \sum_{1}^{n} 2(Y_i - \beta_1 - \beta_2 \times X2_i - ...) \times (-1) = 0$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \beta_2} = \sum_{1}^{n} 2(Y_i - \beta_1 - \beta_2 \times X2_i - ...) \times (-X2_i) = 0$$

...

$$\frac{\partial Q}{\partial \beta_k} = \sum_{1}^{n} 2(Y_i - \beta_1 - \beta_2 \times X2_i - ...) \times (-Xk_i) = 0$$

Hệ phương trình chuẩn của phương pháp OLS

–   i

2.   c   ng SRF

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_n \end{bmatrix} \qquad X = \begin{bmatrix} 1 & X2_1 \dots & Xk_1 \\ 1 & X2_2 \dots & Xk_2 \\ \dots & & \\ 1 & X2_n \dots & Xk_n \end{bmatrix} \qquad \hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \dots \\ \hat{\beta}_k \end{bmatrix} \qquad e = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \dots \\ e_n \end{bmatrix}$$

Tiêu chuẩn ước lượng: $e^T \times e \rightarrow \min$

Kết quả ước lượng:

$$\hat{\beta} = (X^T \times X)^{-1} \times X^T \times Y$$

–   i

2.   c   ng SRF

Ví dụ 3.1 (giáo trình):

Y – doanh thu (triệu đồng), X2 – chi cho quảng cáo (triệu đồng), X3 – lương nhân viên tiếp thị (triệu đồng)

$$SRF \quad : \hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \times X2_i + \hat{\beta}_3 \times X3_i$$

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 32,2773 \\ 2,5057 \\ 4,7587 \end{bmatrix}$$

3. Các giả thiết cơ bản của phương pháp OLS

Các giả thiết này đã được trình bày chi tiết trong chương II, cần chú ý vai trò của giả thiết số 6.

Giả thiết 6: Các biến độc lập trong mô hình hồi qui bội không có tương quan tuyến tính với nhau → đảm bảo cho hệ phương trình chuẩn của phương pháp OLS có nghiệm duy nhất

Nói cách khác là các β được xác định 1 cách duy nhất trên 1 bộ số liệu

4. Độ chính xác của các ước lượng:

4.1. Độ chính xác của các β :

$$\operatorname{cov}(\beta) = \begin{bmatrix} \operatorname{var}(\beta_1) & \operatorname{cov}(\beta_1,\beta_2) & \dots & \operatorname{cov}(\beta_1,\beta_k) \\ \operatorname{cov}(\beta_2,\beta_1) & \operatorname{var}(\beta_2) & \dots & \operatorname{cov}(\beta_2,\beta_k) \\ \dots & & & \\ \operatorname{cov}(\beta_k,\beta_1) & \operatorname{cov}(\beta_k,\beta_2) & \dots & \operatorname{var}(\beta_k) \end{bmatrix}$$

$$= \sigma^2 \times (X^T \times X)^{-1}$$

4. Độ chính xác của các ước lượng:

4.2. Độ chính xác (độ phù hợp) của SRF:

$$0 \leq R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \leq 1$$

Hệ số xác định R^2 có tính chất: tăng theo số biến giải thích có mặt trong mô hình.

Đánh giá việc đưa thêm (hoặc bỏ bớt) 1 biến giải thích khỏi mô hình, sử dụng hệ số xác định đã điều chỉnh (Adjusted R - squared)

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

–

5. Phân tích hồi qui

5.1. Kiểm định giả thuyết:

a/Với từng hệ số $\beta_j \quad (j = 1,\dots,k)$

Cặp giả thuyết 1:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_j = \beta_j^* \\ H_1 : \beta_j \neq \beta_j^* \end{cases}$$

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j^*}{SE(\hat{\beta}_j)}$$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \left\{ T : |T| > T_{\alpha/2}^{(n-k)} \right\}$

T_{qs} thuộc miền bác bỏ H_0 → bác bỏ H_0 và ngược lại

–   i

5. Phân tích hồi qui

5.1. Kiểm định giả thuyết:

Cặp giả thuyết 2:

$$\begin{cases} H_0: \beta_j = \beta_j^* \\ H_1: \beta_j > \beta_j^* \end{cases}$$

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j^*}{SE(\hat{\beta}_j)}$$

Miền bác bỏ H_0:

$$W_\alpha = \left\{ T : T > T_\alpha^{(n-k)} \right\}$$

T_{qs} thuộc miền bác bỏ H_0 → bác bỏ H_0 và ngược lại

5. Phân tích hồi qui

5.1. Kiểm định giả thuyết:

Cặp giả thuyết 3:

$$\begin{cases} H_0: \beta_j = \beta_j^* \\ H_1: \beta_j < \beta_j^* \end{cases}$$

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_j^*}{SE(\hat{\beta}_j)}$$

Miền bác bỏ H_0:

$$W_\alpha = \{T : T < -T_\alpha^{(n-k)}\}$$

T_{qs} thuộc miền bác bỏ H_0 → bác bỏ H_0 và ngược lại

5. Phân tích hồi qui

5.1. Kiểm định giả thuyết:

b/Với ràng buộc giữa các hệ số $a\hat{\beta}_i + b\hat{\beta}_j$

Cặp giả thuyết 1:

$$\begin{cases} H_0 : a\beta_i + b\beta_j = c \\ H_1 : a\beta_i + b\beta_j \neq c \end{cases}$$

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$T_{qs} = \frac{a\hat{\beta}_i + b\hat{\beta}_j - c}{SE\left(a\hat{\beta}_i + b\hat{\beta}_j\right)}$$

Với:

$$SE\left(a\hat{\beta}_i + b\hat{\beta}_j\right) = \sqrt{a^2 \operatorname{var}(\hat{\beta}_i) + b^2 \operatorname{var}(\hat{\beta}_j) + 2ab.\operatorname{cov}(\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_j)}$$

Miền bác bỏ H_0:

$$W_\alpha = \left\{ T : |T| > T_{\alpha/2}^{(n-k)} \right\}$$

5. Phân tích hồi qui

5.1. Kiểm định giả thuyết:

Cặp giả thuyết 2:

$$\begin{cases} H_0: a\hat{\beta}_i + b\hat{\beta}_j = c \\ H_1: a\hat{\beta}_i + b\hat{\beta}_j > c \end{cases}$$

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$T_{qs} = \frac{a\hat{\beta}_i + b\hat{\beta}_j - c}{SE(a\hat{\beta}_i + b\hat{\beta}_j)}$$

Với:

$$SE(a\hat{\beta}_i + b\hat{\beta}_j) = \sqrt{a^2 \operatorname{var}(\hat{\beta}_i) + b^2 \operatorname{var}(\hat{\beta}_j) + 2ab.\operatorname{cov}(\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_j)}$$

Miền bác bỏ H_0:

$$W_\alpha = \{T : T > T_\alpha^{(n-k)}\}$$

– i

5. Phân tích hồi qui

5.1. Kiểm định giả thuyết:

Cặp giả thuyết 3:

$$\begin{cases} H_0 : a\beta_i + b\beta_j = c \\ H_1 : a\beta_i + b\beta_j < c \end{cases}$$

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$T_{qs} = \frac{a\beta_i + b\beta_j - c}{SE(a\beta_i + b\beta_j)}$$

Với:

$$SE(a\beta_i + b\beta_j) = \sqrt{a^2 \operatorname{var}(\beta_i) + b^2 \operatorname{var}(\beta_j) + 2ab.\operatorname{cov}(\beta_i, \beta_j)}$$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{T : T < -T_\alpha^{(n-k)}\}$

5. Phân tích hồi qui

5.2. Khoảng tin cậy:

a/ Khoảng tin cậy cho β_j :

*** Khoảng tin cậy đối xứng:**

$$\left(\hat{\beta}_j - t_{\alpha/2}^{(n-k)} \times SE(\hat{\beta}_j);\ \hat{\beta}_j + t_{\alpha/2}^{(n-k)} \times SE(\hat{\beta}_j)\right)$$

*** Khoảng tin cậy bên trái (max βj):**

$$\left(-\infty;\ \hat{\beta}_j + t_{\alpha}^{(n-k)} \times SE(\hat{\beta}_j)\right)$$

*** Khoảng tin cậy bên phải (min βj):**

$$\left(\hat{\beta}_j - t_{\alpha}^{(n-k)} \times SE(\hat{\beta}_j);\ +\infty\right)$$

–   i

5. Phân tích hồi qui

5.2. Khoảng tin cậy:

b/ Khoảng tin cậy cho aβ_i + bβ_j

* Khoảng tin cậy đối xứng:

$$\left(a\beta_i + b\beta_j - t_{\alpha/2}^{(n-k)} \times SE(a\beta_i + b\beta_j);\ a\beta_i + b\beta_j + t_{\alpha/2}^{(n-k)} \times SE(a\beta_i + b\beta_j)\right)$$

* Khoảng tin cậy bên trái (max βj):

$$\left(-\infty;\ a\beta_i + b\beta_j + t_{\alpha}^{(n-k)} \times SE(a\beta_i + b\beta_j)\right)$$

* Khoảng tin cậy bên phải (min βj):

$$\left(a\beta_i + b\beta_j - t_{\alpha}^{(n-k)} \times SE(a\beta_i + b\beta_j);\ +\infty\right)$$

6. Kiểm định sự phù hợp của hàm hồi quy :

Cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0: R^2 = 0 \\ H_1: R^2 \neq 0 \end{cases} \leftrightarrow \begin{cases} H_0: \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0 \\ H_1: \sum_{j=2}^{k} \beta_j^2 \neq 0 \end{cases}$$

Tiêu chuẩn kiểm định:

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

Miền bác bỏ H_0:

$$W_\alpha = \{F : F > F_\alpha^{(k-1, n-k)}\}$$

7. Kiểm định thu hẹp (mở rộng) hồi qui:

$$(Big)\quad Y_i = \beta_1 + \beta_2 X2_i + \ldots + \beta_{k-m} X(k-m)_i + \ldots + \beta_k Xk_i + U_i$$

$$(Small)\quad Y_i = \beta_1 + \beta_2 X2_i + \ldots + \beta_{k-m} X(k-m)_i + U_i$$

Cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0: \beta_{k-m+1} = \ldots = \beta_k = 0 \\ H_1: \sum_{j=k-m+1}^{k} \beta_j^2 \neq 0 \end{cases}$$

$$F_{qs} = \frac{(R_B^2 - R_S^2)/m}{(1-R_B^2)/(n-k)} = \frac{(RSS_S - RSS_B)/m}{RSS_B/(n-k)}$$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{F : F > F_\alpha(m, n-k)\}$

7. Kiểm định thu hẹp (mở rộng) hồi qui:

Ví dụ:

[2.12]: $QA_i = \beta_1 + \beta_2 PA_i + U_i \rightarrow R_1^2 = 0,556943$ và $\overline{R}_1^2 = 0,536804$

[5.4]: $QA_i = \beta_1 + \beta_2 PA_i + \beta_3 PB_i + \beta_4 QB_i + U_i$

$\rightarrow R_2^2 = 0,664147$ và $\overline{R}_2^2 = 0,613769$

$$\begin{cases} H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0 \\ H_1: \beta_3^2 + \beta_4^2 \neq 0 \end{cases}$$

$$F_{qs} = \frac{(0,664147 - 0,556943)/2}{(1 - 0,664147)/(24 - 4)} = 3,192$$

$$W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(2,20)}\} = \{F : F > 3,49\}$$ → **Chấp nhận H_0**

–

8. Dự báo:

8.1. Dự báo bằng ước lượng điểm:

Với các giá trị cho trước của các biến độc lập:

$$X_2 = X_{20}, \ldots, X_k = X_{k0}$$

Giá trị trung bình và giá trị cá biệt của biến phụ thuộc:

$$Y_0 = \hat{Y}_0 = \beta_1 + \beta_2 X_{20} + \ldots + \beta_k X_{k0}$$

Thử chưa chắc đã được, nhưng không thử chắc chắn không được

- Cổ ngữ -

8. Dự báo:

8.2. Dự báo bằng khoảng tin cậy:

a/ Cho giá trị trung bình của Y:

Với các giá trị cho trước của các biến độc lập: $X_0 = \begin{bmatrix} 1 \\ X2_0 \\ \ldots \\ Xk_0 \end{bmatrix}$

$$\left(\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2}^{(n-k)} SE(\hat{Y}_0);\ \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2}^{(n-k)} SE(\hat{Y}_0)\right)$$

$$SE(\hat{Y}_0) = \sqrt{X_0^T . \operatorname{cov}(\hat{\beta}) . X_0}$$

8. Dự báo:

8.2. Dự báo bằng khoảng tin cậy:

b/ Cho giá trị cá biệt của Y:

Với các giá trị cho trước của các biến độc lập:

$$X_0 = \begin{bmatrix} 1 \\ X2_0 \\ \dots \\ Xk_0 \end{bmatrix}$$

$$\left(Y_0 - t_{\alpha/2}^{(n-k)} SE(Y_0);\ Y_0 + t_{\alpha/2}^{(n-k)} SE(Y_0)\right)$$

$$SE(Y_0) = \sqrt{X_0^T . \operatorname{cov}(\hat{\beta}) . X_0 + \sigma^2}$$

Với:

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

9. Dạng hàm kinh tế đặc biệt:

9.1. Dạng hàm Cobb-Douglas (hệ số co dãn không đổi):

$$Y_i = A.X2_i^{\beta_2}.X3_i^{\beta_3}.... \qquad (1)$$

Các hệ số $\boldsymbol{\beta_j}$ là hệ số co dãn của Y theo các biến X_j

Ý nghĩa: X_j tăng 1% thì Y tăng $\boldsymbol{\beta_j}$ % và ngược lại (điều kiện các yếu tố khác không đổi)

Để áp dụng phương pháp ước lượng OLS, chuyển (1) về dạng tuyến tính:

$$\ln(Y_i) = \beta_1 + \beta_2 \ln(X2_i) + ... + \beta_k \ln(Xk_i) + U_i$$

9. Dạng hàm kinh tế đặc biệt:

9.2. Dạng hàm tăng trưởng (the growth function):

$$Y_t = Y_0.(1 + r)^t \qquad (2)$$

Hàm thường được áp dụng tính lãi kép trong tài chính hoặc các dự án đầu tư, cũng được sử dụng tính tốc độ tăng trưởng của các chỉ số kinh tế.

Chuyển (2) về dạng tuyến tính:

$$\ln(Y_t) = \beta_1 + \beta_2.t + U_t$$

Biến T là biến xu thế thời gian, hệ số β_2 là hệ số tăng trưởng ngắn hạn của biến Y theo thời gian→ Y tăng β_2 % sau mỗi đơn vị thời gian

Antilog(β_2) – 1 là hệ số tăng trưởng dài hạn của Y

9. Dạng hàm kinh tế đặc biệt:

9.3. Dạng hàm xu thế tuyến tính (linear trend function):

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + U_t \qquad (3)$$

$\beta_2 > 0$, Y có xu hướng tăng theo thời gian

$\beta_2 < 0$, Y có xu hướng giảm theo thời gian

Biến T là biến xu thế thời gian, hệ số β_2 cho biết lượng thay đổi tuyệt đối của Y trong 1 đơn vị thời gian→ Y tăng β_2 đơn vị sau mỗi đơn vị thời gian

Dạng hàm (2) và (3) chỉ nên sử dụng để dự báo khi các chuỗi thời gian là dừng (time series are stationary)

9. Dạng hàm kinh tế đặc biệt:

9.4. Dạng hàm lin - log (linear logarith function):

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 \ln(X_i) + U_i \qquad (4)$$

β_2 cho biết lượng thay đổi tuyệt đối của Y khi X thay đổi 1 %

$$\beta_2 = \frac{dY}{dX / X}$$

9. Dạng hàm kinh tế đặc biệt:

9.5. Dạng hàm nghịch đảo (reciprocal function):

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 \frac{1}{X_i} + U_i \qquad (5)$$

Khi X tăng đến + ∞, phần tử $\beta_2 \frac{1}{X_i}$ tiến dần về 0 và Y sẽ tiệm cận với giá trị β_1

Dạng hàm này thích hợp để mô tả đường cong Phillips (tỉ lệ thất nghiệp phụ thuộc vào tỉ lệ thay đổi của tiền lương)

–

9. Dạng hàm kinh tế đặc biệt:

Mô hình	Dạng hàm	Hệ số góc	Hệ số co dãn
Tuyến tính	$Y = \beta_1 + \beta_2 X$	β_2	$\beta_2 \frac{X}{Y}$ (*)
Loga	$\ln Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X$	$\beta_2 \frac{Y}{X}$	β_2
Log – Lin	$\ln Y = \beta_1 + \beta_2 X$	$\beta_2 (Y)$	$\beta_2 (X)$ (*)
Lin – Log	$Y = \beta_1 + \beta_2 \ln X$	$\beta_2 \frac{1}{X}$	$\beta_2 \frac{1}{Y}$ (*)
Nghịch đảo	$Y = \beta_1 + \beta_2 \frac{1}{X}$	$-\beta_2 \frac{1}{X^2}$	$-\beta_2 \frac{1}{XY}$ (*)

9. Dạng hàm kinh tế đặc biệt:

Chú ý: các trường hợp (*) là các trường hợp hệ số co dãn thay đổi, chúng phụ thuộc vào giá trị của X, Y hoặc cả hai.

Thông thường khi không có giá trị cụ thể của X hoặc Y thì trong thực hành, các giá trị kỳ vọng của X hoặc Y sẽ được sử dụng.

9. Dạng hàm kinh tế đặc biệt:

9.6. Dạng hàm đa thức:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + U_i \qquad (6)$$

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 X_i^2 + \beta_4 X_i^3 + U_i \qquad (7)$$

Dạng hàm (6) được sử dụng mô tả hàm chi phí biên

Dạng hàm (7) được sử dụng để mô tả hàm tổng chi phí