

Chương 4

Mô hình hồi qui bội

1. Mô hình :

Mô hình hồi qui tuyến tính k biến (PRF) :

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

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + U_i$$

Trong đó :

Y - biến phụ thuộc

$X_2, \dots, X_k$ - các biến độc lập

β_1 là hệ số tự do

β_j là các hệ số hồi qui riêng,

β_j cho biết khi X_j tăng 1 đvị thì trung bình của Y sẽ thay đổi β_j đvị trong trường hợp các yếu tố khác không đổi ($j=2, \dots, k$).

Khi $k = 3$ thì ta có mô hình hồi qui tuyến tính ba biến :

$$E(Y/X_2, X_3) = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 \quad (\text{PRF})$$

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

2. Các giả thiết của mô hình

- Giả thiết 1: Các biến độc lập phi ngẫu nhiên, giá trị được xác định trước.
- Giả thiết 2 : $E(U_i) = 0 \quad \forall i$
- Giả thiết 3 : $\text{Var}(U_i) = \sigma^2 \quad \forall i$
- Giả thiết 4 : $\text{Cov}(U_i, U_j) = 0 \quad i \neq j$
- Giả thiết 5 : $\text{Cov}(X_i, U_i) = 0 \quad \forall i$
- Giả thiết 6 : $U_i \sim N(0, \sigma^2) \quad \forall i$
- Giả thiết 7 : Không có hiện tượng cộng tuyến giữa các biến độc lập.

3. Ước lượng các tham số

a. Mô hình hồi qui ba biến :

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + U_i \quad (\text{PRF})$$

Hàm hồi qui mẫu :

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

Giả sử có một mẫu gồm n quan sát các giá trị (Y_i, X_{2i}, X_{3i}) . Theo phương pháp OLS,

$\hat{\beta}_j$ ($j=1,2,3$) phải thoả mãn :

$$\sum e_i^2 \rightarrow \min$$

Tức là :

$$\begin{cases} \frac{\partial \sum e_i^2}{\partial \hat{\beta}_1} = 0 \\ \frac{\partial \sum e_i^2}{\partial \hat{\beta}_2} = 0 \\ \frac{\partial \sum e_i^2}{\partial \hat{\beta}_3} = 0 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \sum 2(Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i})(-1) = 0 \\ \sum 2(Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i})(-X_{2i}) = 0 \\ \sum 2(Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \hat{\beta}_3 X_{3i})(-X_{3i}) = 0 \end{cases}$$

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

Giải hệ ta có :

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

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

$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X}_2 - \hat{\beta}_3 \bar{X}_3$$

* Phương sai của các hệ số ước lượng

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

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

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

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

σ^2 chưa biết nên dùng ước lượng của nó là :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum e_i^2}{n - 3}$$

Với :

$$\sum e_i^2 = \text{TSS} - \text{ESS} = \sum y_i^2 - \hat{\beta}_2 \sum x_{2i} y_i - \hat{\beta}_3 \sum x_{3i} y_i$$

b. Mô hình hồi qui tuyến tính k biến

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + U_i \quad (\text{PRF})$$
$$(i = 1, \dots, n)$$

Hàm hồi qui mẫu :

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

Theo phương pháp OLS,

$\hat{\beta}_j$ ($j = 1, 2, \dots, k$) phải thoả mãn :

$$\sum e_i^2 \rightarrow \min$$

Tức là :

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial \sum e_i^2}{\partial \hat{\beta}_1} = 0 \\ \vdots \\ \frac{\partial \sum e_i^2}{\partial \hat{\beta}_k} = 0 \end{array} \right. \Leftrightarrow \left\{ \begin{array}{l} \sum 2(Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \dots - \hat{\beta}_k X_{ki})(-1) = 0 \\ \vdots \\ \sum 2(Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{2i} - \dots - \hat{\beta}_k X_{ki})(-X_{ki}) = 0 \end{array} \right.$$

Viết hệ dưới dạng ma trận : $X^T X \hat{\beta} = X^T Y$

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

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_k \end{bmatrix}$$

$$X^T Y = \begin{bmatrix} \sum Y_i \\ \sum x_{2i} Y_i \\ \vdots \\ \sum x_{ki} Y_i \end{bmatrix}$$

$$X^T X = \begin{bmatrix} n & \sum x_{2i} & \sum x_{3i} & \dots & \sum x_{ki} \\ \sum x_{2i} & \sum x_{2i}^2 & \sum x_{2i} x_{3i} & \dots & \sum x_{2i} x_{ki} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \sum x_{ki} & \sum x_{ki} x_{2i} & \sum x_{ki} x_{3i} & \dots & \sum x_{ki}^2 \end{bmatrix}$$

4. Hệ số xác định

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

$$\sum e_i^2 = RSS = TSS - ESS$$

$$= \sum y_i^2 - \hat{\beta}_2 \sum x_{2i} y_i - \dots - \hat{\beta}_k \sum x_{ki} y_i$$

* Chú ý : Khi tăng số biến độc lập trong mô hình thì R^2 cũng tăng cho dù các biến độc lập thêm vào có ảnh hưởng mô hình hay không . Do đó không thể dùng R^2 để quyết định có hay không nên thêm

biến vào mô hình mà thay vào đó có thể sử dụng hệ số xác định được hiệu chỉnh :

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

Hay:

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

Tính chất của $\bar{R}^2$:

- Khi $k > 1$, $\bar{R}^2 \leq R^2 \leq 1$
- $\bar{R}^2$ có thể âm, trong trường hợp âm, ta coi giá trị của nó bằng 0.

* Cách sử dụng $\bar{R}^2$ để quyết định đưa thêm biến vào mô hình :

Mô hình hai biến

Mô hình ba biến

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} \quad (1)$$

↓

R_1^2

↓

$\bar{R}_1^2$

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \hat{\beta}_3 X_{3i} \quad (2)$$

↓

R_2^2

↓

$\bar{R}_2^2$

- Nếu $\bar{R}_1^2 > \bar{R}_2^2$ thì chọn mô hình (1), tức là không cần đưa thêm biến X_3 vào mô hình. Ngược lại, ta chọn mô hình (2).

- So sánh hai giá trị R^2 :

Nguyên tắc so sánh :

- Cùng cỡ mẫu n .
- Cùng các biến độc lập.
- Biến phụ thuộc phải ở dạng giống nhau. Biến độc lập có thể ở bất cứ dạng nào.

Ví dụ :

5. Ma trận tương quan

Xét mô hình : $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{2i} + \dots + \hat{\beta}_k x_{ki}$

Gọi r_{tj} là hệ số tương quan tuyến tính giữa biến thứ t và thứ j . Trong đó Y được xem là biến thứ 1.

Ma trận tương quan tuyến tính có dạng :

$$\begin{bmatrix} 1 & r_{12} & \dots & r_{1k} \\ r_{21} & 1 & \dots & r_{2k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{k1} & r_{k2} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

6. Ma trận hiệp phương sai

$$\text{cov}(\hat{\beta}) = \begin{bmatrix} \text{var}(\hat{\beta}_1) & \text{cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) & \dots & \text{cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_k) \\ \text{cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_1) & \text{var}(\hat{\beta}_2) & \dots & \text{cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_k) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \text{cov}(\hat{\beta}_k, \hat{\beta}_1) & \text{cov}(\hat{\beta}_k, \hat{\beta}_2) & \dots & \text{var}(\hat{\beta}_k) \end{bmatrix}$$

Để tính ma trận hiệp phương sai của các hệ số, áp dụng công thức :

$$\text{cov}(\hat{\beta}) = (X^T X)^{-1} \sigma^2 \quad \text{với} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{\text{RSS}}{n - k}$$

Trong đó, **k** là số tham số trong mô hình.

7. Khoảng tin cậy của các hệ số hồi qui

Khoảng tin cậy của β_j ($j = 1, 2, \dots, k$) là :

$$\hat{\beta}_j \pm s.e.(\hat{\beta}_j) t_{\alpha/2}(n - k)$$

Trong đó, k là số tham số trong mô hình.

8. Kiểm định giả thiết

a. Kiểm định $H_0 : \beta_j = a (=const)$
($j = 1, 2, \dots, k$)

Phần này hoàn toàn tương tự như ở mô hình hồi qui hai biến, khác duy nhất ở chỗ *bậc tự do của thống kê t là $(n-k)$.*

b. Kiểm định giả thiết đồng thời :

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_k = 0 \Leftrightarrow H_0 : R^2 = 0$$

$$H_1 : \exists \beta_j \neq 0 \ (2 \leq j \leq k) \Leftrightarrow H_1 : R^2 \neq 0$$

Cách kiểm định :

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

$$\left[\begin{array}{l} \text{Nếu } p(F^* > F) \leq \alpha \\ \text{Nếu } F > F_{\alpha}(k-1, n-k) \end{array} \Rightarrow \text{bác bỏ } H_0,$$

Tức là các hệ số hồi qui không đồng thời bằng 0 hay hàm hồi qui phù hợp.

c. Kiểm định Wald

Xét mô hình (U) sau đây :

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + U_i$$

(U) được xem là mô hình không hạn chế.

Ví dụ 1 : Với mô hình (U), cần kiểm định

$$H_0 : \beta_3 = \beta_5 = 0$$

Áp đặt giả thiết H_0 lên mô hình (U), ta có mô hình hạn chế (R) như sau :

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_4 X_{4i} + U_i \quad (R)$$

Để kiểm định H_0 , ta dùng kiểm định Wald.

Các bước kiểm định Wald :

- Hồi qui mô hình (U) $\rightarrow$ thu được RSS_U .
- Hồi qui mô hình (R) $\rightarrow$ thu được RSS_R .

- Tính
$$F = \frac{(RSS_R - RSS_U) / (df_R - df_U)}{RSS_U / df_U}$$

df_U : bậc tự do của (U)

df_R : bậc tự do của (R)

- $$\begin{cases} \text{Nếu } p(F^* > F) \leq \alpha \\ \text{Nếu } F > F_{\alpha}(df_R - df_U, df_U) \end{cases} \Rightarrow \text{bác bỏ } H_0,$$

Ví dụ 2 : Với mô hình (U), kiểm định

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$$

Áp đặt H_0 lên (U), ta có mô hình (R):

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_2 X_{3i} + \beta_2 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + U_i$$

hay

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 (X_{2i} + X_{3i} + X_{4i}) + \beta_5 X_{5i} + U_i$$

Đến đây, áp dụng các bước kiểm định Wald cho giả thiết H_0 .

Ví dụ 3 : Với mô hình (U), kiểm định

$$H_0 : \beta_2 + \beta_3 = 1$$

Thực hiện tương tự như các ví dụ trên, bằng các áp đặt H_0 lên (U), ta có mô hình hạn chế (R) :

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + (1 - \beta_2) X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + U_i$$

$$(Y_i - X_{3i}) = \beta_1 + \beta_2 (X_{2i} - X_{3i}) + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + U_i$$

* Chú ý : Trong Eviews, thủ tục kiểm định Wald được viết sẵn, bạn chỉ cần gõ vào giả thiết bạn muốn kiểm định rồi đọc kết quả.

9. Dự báo :

a. Dự báo giá trị trung bình

Cho $X_2^0, X_3^0, \dots, X_k^0$. Dự báo $E(Y)$.

- Dự báo điểm của $E(Y)$ là :

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

- Dự báo khoảng của $E(Y)$:

$$[\hat{Y}_0 - s\hat{e}(\hat{Y}_0)t_{\alpha/2}(n-k) ; \hat{Y}_0 + s\hat{e}(\hat{Y}_0)t_{\alpha/2}(n-k)]$$

Trong đó :

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

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

cuu duong than cong. com

b. Dự báo giá trị cá biệt của Y khi $X=X^0$.

$$[\hat{Y}_0 - sê(Y_0 - \hat{Y}_0)t_{\alpha/2}(n-k) ; \hat{Y}_0 + sê(Y_0 - \hat{Y}_0)t_{\alpha/2}(n-k)]$$

Trong đó : cuu duong than cong. com

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