Bài tập Kinh tế lượng
phần mềm EVIEWS

----- o0o -----

Chương II

Bài tập 2.12

a/ Viết hàm hồi qui tổng thể:

PRF: $E(QA/PA_i) = \beta_1 + \beta_2 * PA_i$

Viết hàm hồi qui mẫu:

SRF: $\widehat{QA_i} = 1814{,}139 - 51{,}7514 * PA_i$

Giải thích kết quả ước lượng nhận được:

$\hat{\beta}_1$ = 1814,139 cho biết lượng bán trung bình về nước giải khát của hãng A khi giá bán = 0. Giá trị ày được hiểu như lượng cầu tiềm năng trung bình của thị trường đối với nước giải khát của hãng A. Theo kết quả ước lượng của phần mềm EVIEWS, $\hat{\beta}_1$ = 1814,139 > 0 , giá trị này phù hợp với lý thuyết kinh tế.

$\hat{\beta}_2$ = -51,7514 cho biết khi giá bán của nước giải khát hãng A thay đổi 1 đơn vị (nghìn đồng/lít) thì lượng bán hãng A sẽ thay đổi như thế nào. Dấu âm của giá trị ước lượng nhận được tạm thời thể hiện quan hệ ảnh hưởng của giá tới lượng bán là ngược chiều. Giá trị $\hat{\beta}_2$ = -51,7514 cho biết khi giá bán tăng 1 nghìn đồng/lít nước giải khát thì lượng bán sẽ giảm xuống 51,7514 nghìn lít và ngược lại (trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi).

Theo lý thuyết kinh tế, với một hàng hóa thông thường thì giá tăng sẽ làm lượng cầu về hàng hóa đó giảm và ngược lại (trong điều kiện các yếu tố khác không đổi). Với $\hat{\beta}_2$ = -51,7514 < 0 cho thấy kết quả này phù hợp với lý thuyết kinh tế.

b/ Với $PA_0 = 20$, ước lượng điểm lượng bán trung bình:

$QA_0 = 1814{,}139 - 51{,}7514 * 20 = 779{,}111$

c/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 0 \\ H_1 : \beta_2 \neq 0 \end{cases}$$

Giả thuyết H_0 thể hiện thông tin giá bán không ảnh hưởng đến lượng bán

Tiêu chuẩn kiểm định:

$$T = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{SD(\hat{\beta}_2)}$$

Với kết quả ước lượng của EVIEWS:

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{SE(\hat{\beta}_2)} = \frac{-51{,}7514}{9{,}840903} = -5{,}258806 = T - statistic(PA)$$

Miền bác bỏ H_0 với α = 5%:

$$W_\alpha = \left\{T : |T| > t_{\alpha/2}^{(n-2)}\right\} = \left\{T : |T| > t_{0,025}^{(24-2)}\right\} = \left\{T : |T| > 2{,}074\right\}$$

$T_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ giả thuyết H_0

Lượng bán của hãng nước giải khát A có chịu ảnh hưởng của giá bán

* Có thể sử dụng giá trị P-value (**Prob**ability value) của hệ số β_2 trong báo cáo để kết luận:

P-value (PA) = 0,0000 < α = 0,05 → bác bỏ H_0

Lưu ý (giá trị P-value này chỉ áp dụng được với cặp giả thuyết này, các cặp giả thuyết khác về hệ số hồi quy không áp dụng được)

d/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 0 \\ H_1 : \beta_2 < 0 \end{cases}$$

Giả thuyết H_0 thể hiện thông tin giá bán giảm không làm tăng lượng bán

Giả thuyết H_1 thể hiện thông tin giá bán giảm có làm tăng lượng bán

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{SE(\hat{\beta}_2)} = \frac{-51{,}7514}{9{,}840903} = -5{,}258806 = T - statistic(PA)$$

Miền bác bỏ H_0 với α = 5%:

$$W_\alpha = \left\{T : T < -t_{\alpha}^{(n-2)}\right\} = \left\{T : T < -t_{0,05}^{(24-2)}\right\} = \left\{T : T < -1{,}717\right\}$$

$T_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ giả thuyết H_0

Như vậy giảm giá có làm tăng lượng bán

e/ Cần xác định khoảng tin cậy đối xứng của hệ số β_2

$$(\hat{\beta}_2 - t_{\alpha/2}^{(n-2)} \times SE(\hat{\beta}_2); \hat{\beta}_2 + t_{\alpha/2}^{(n-2)} \times SE(\hat{\beta}_2))$$

(-51,7514 – 2,074*9,840903 ; -51,7514 + 2,074*9,840903)

(-72,1614 ; -31,3414)
Giá bán giảm 1 nghìn/lít thì lượng bán sẽ tăng lên trung bình trong khoảng
(31,3414 ; 72,1614) nghìn lít

f/ Dựa trên ý nghĩa của hệ số β_2: khi biến PA tăng 1 đơn vị thì QA tăng β_2 đơn vị và ngược lại

→ khi biến PA tăng 1 đơn vị thì QA giảm (- β_2) đơn vị

Yêu cầu xác định giá trị tối đa của (- β_2), do đó cần tìm giá trị tối thiểu của β_2 với mức α = 5%.

Khoảng tin cậy bên phải của β_2:

$(\hat{\beta}_2 - t_{\alpha}^{(n-2)} \times SE(\hat{\beta}_2); +\infty)$

(-51,7514 – 1,717 * 9,840903 ; $+\infty$)

(-68,6482; $+\infty$)

Kết luận: giá tăng 1 nghìn/lít thì lượng bán giảm tối đa trung bình là 68,6482 nghìn lít.

g/ Câu hỏi cần điều chỉnh:

Có thể cho rằng giá tăng 1 nghìn/lít thì lượng bán giảm nhiều hơn 50 nghìn lít hay không?

(Nếu giữ nguyên câu hỏi cũ GIÁ TĂNG 1 NGHÌN THÌ LƯỢNG BÁN TĂNG NHIỀU HƠN 50 NGHÌN LÍT, vẫn có thể tiến hành kiểm định bình thường với cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 50 \\ H_1 : \beta_2 > 50 \end{cases}$$

nhưng không phù hợp với lý thuyết kinh tế và kết quả ước lượng)

Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = -50 \\ H_1 : \beta_2 < -50 \end{cases}$$

Dựa trên ý nghĩa của hệ số β_2 : khi biến PA tăng 1 đơn vị thì QA tăng β_2 đơn vị và ngược lại

→ khi biến PA tăng 1 đơn vị thì QA giảm (- β_2) đơn vị

[?] PA tăng 1 đơn vị thì QA giảm > 50 đơn vị → cần kiểm định - β_2 > 50 hay β_2 < -50

Giả thuyết H_0 thể hiện thông tin ý kiến đầu bài đưa ra là SAI

Giả thuyết H_1 thể hiện thông tin ý kiến đầu bài đưa ra là ĐÚNG

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_2 - (-50)}{SE(\hat{\beta}_2)} = \frac{-51,7514 + 50}{9,840903} = -0,1779$$

Miền bác bỏ H_0 với α = 5%:

$$W_\alpha = \left\{T : T < -t_\alpha^{(n-2)}\right\} = \left\{T : T < -t_{0,05}^{(24-2)}\right\} = \left\{T : T < -1,717\right\}$$

$T_{qs} \notin W_\alpha$ →chưa có cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0

Như vậy giá tăng 1 nghìn/lít thì lượng bán không giảm nhiều hơn 50 nghìn lít.

h/ Tính TSS từ thông tin trong báo cáo OLS của EVIEWS:

<u>Cách 1</u>: TSS = (n-1) * (SD Dependent variable)^2 = 23 * 292,7673^2 = 1971391,9148

<u>Cách 2</u>: $TSS = \frac{RSS}{1 - R^2} = \frac{873438,5}{1 - 0,556943} = 1971390,8143$

Hai kết quả có 1 chút sai lệch do số liệu của các thành phần trong công thức bị làm tròn khác nhau.

Tính ESS = TSS – RSS = 1971390,8143 – 873438,5 = 1097952,3143

i/ Hệ số xác định của mô hình R^2 = 0,556943. Giá trị này cho biết hàm hồi quy mẫu (hoặc biến PA - giá bán) giải thích được 55,69% sự biến động của lượng bán hãng nước giải khát A.

k/ Ước lượng điểm cho σ^2 (phương sai sai số ngẫu nhiên) là $\hat{\sigma}^2$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-2} = \frac{873438,5}{24-2} = 39701,75$$

Hoặc

$\hat{\sigma}^2 = (\hat{\sigma})^2 =$ (SE of Regression)^2 = (199,253)^2 = 39701,75

(+) Ước lượng khoảng cho σ^2

$$\left(\frac{(n-2)\times\hat{\sigma}^2}{\chi^{(n-2)}_{\alpha/2}}; \frac{(n-2)\times\hat{\sigma}^2}{\chi^{(n-2)}_{1-\alpha/2}}\right) = \left(\frac{RSS}{\chi^{(n-2)}_{\alpha/2}}; \frac{RSS}{\chi^{(n-2)}_{1-\alpha/2}}\right) = \left(\frac{RSS}{\chi^{(22)}_{0,05}}; \frac{RSS}{\chi^{(22)}_{0,975}}\right) = \left(\frac{873438,5}{36,7807}; \frac{873438,5}{10,9823}\right)$$

= (23747,1962 ; 79531,4734)

l/ Dự báo giá trị trung bình của lượng bán khi giá bán bằng 18 nghìn/lít

$PA_0 = 18 \rightarrow \widehat{QA_0} = 1814{,}139 - 51{,}7514 * PA_0 = 882{,}6138$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-2} = \frac{873438{,}5}{24-2} = 39701{,}75$$

n = 24

$$\overline{PA} = \frac{\overline{QA} - \hat{\beta}_1}{\hat{\beta}_2} = \frac{923{,}5833 - 1814{,}139}{-51{,}7514} = 17{,}2083$$

$\mathrm{Var}(\hat{\beta}_2) = 9{,}840903^2 = 96{,}8434$

Thay số vào công thức:

$$SE(\widehat{QA_0}) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n} + (PA_0 - \overline{PA})^2 \times \mathrm{var}(\hat{\beta}_2)} = 41{,}4118$$

Khoảng tin cậy cho lượng bán trung bình khi giá bán bằng 18 nghìn/lít:

(882,6138 – 2,074 * 41,4118 ; 882,6138 + 2,074 * 41,4118)

(796,7257 ; 968,5019) nghìn lít

(+) Dự báo lượng bán cá biệt khi giá bán bằng 18 nghìn/lít:

$$SE(QA_0) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n} + (PA_0 - \overline{PA})^2 \times \mathrm{var}(\hat{\beta}_2) + \hat{\sigma}^2} = 203{,}5109$$

Khoảng tin cậy cho lượng bán cá biệt khi giá bán bằng 18 nghìn/lít:

(882,6138 – 2,074 * 203,5109 ; 882,6138 + 2,074 * 203,5109)

(460,5322 ; 1304,6954) nghìn lít

Bài tập 2.13

a/ Viết hàm hồi quy tổng thể

PRF: $E(Y/L_i) = \beta_1 + \beta_2 * L_i$

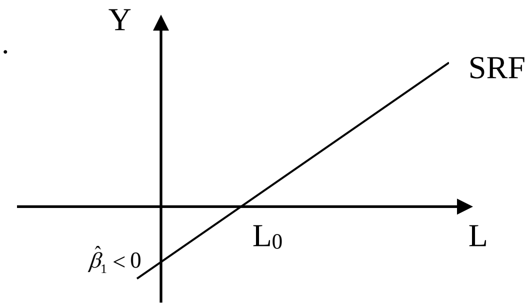
Viết hàm hồi qui mẫu:

SRF: $\hat{Y}_i = -255{,}538 + 6{,}068681 \times L_i$

Dấu của các ước lượng có phù hợp với lý thuyết kinh tế:

$\hat{\beta}_1 = -255{,}538 < 0$ giá trị này cho biết cần có 1 lượng lao động nhất định (L_0) thì quá trình sản xuất mới diễn ra và có sản phẩm được sản xuất. Có thể nói dấu của ước lượng này là phù hợp với thực tế.

Cũng có thể giải thích cách khác, là..



$\hat{\beta}_2 = 6{,}068681 > 0$ giá trị này phù hợp với lý thuyết vì khi tăng lao động cho quá trình sản xuất thì sản lượng sẽ tăng lên và ngược lại (trong điều kiện các yếu tố khác không đổi).

b/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = 0 \\ H_1 : \beta_1 \neq 0 \end{cases}$$

H_0 cho biết hệ số chặn không có ý nghĩa thống kê

H_1 cho biết thông tin ngược lại.

<u>Cách 1</u>:

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{SE(\hat{\beta}_1)} = \frac{-255{,}538}{99{,}72089} = -2{,}562533 = T - statistic(C)$$

Miền bác bỏ H_0 với $\alpha = 5\%$:

$$W_\alpha = \left\{T : |T| > t^{(n-2)}_{\alpha/2}\right\} = \left\{T : |T| > t^{(20-2)}_{0,025}\right\} = \left\{T : |T| > 2{,}101\right\}$$

$T_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ giả thuyết H_0

<u>Cách 2</u>:

Prob(C) = 0,0196 < α = 0,05 → bác bỏ H_0

Nếu mức ý nghĩa α = 0,01 thì kết luận trên thay đổi → chưa có cơ sở bác bỏ H_0 do prob(C) = 0,0196 > α = 0,01 hoặc sử dụng miền bác bỏ:

$$W_\alpha = \left\{T : |T| > t_{\alpha/2}^{(n-2)}\right\} = \left\{T : |T| > t_{0,005}^{(20-2)}\right\} = \left\{T : |T| > 2,878\right\} \rightarrow T_{qs} \notin W_\alpha$$

c/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 0 \\ H_1 : \beta_2 \neq 0 \end{cases}$$

H_0 cho biết Sản lượng không phụ thuộc vào Lao động, H_1 cho biết thông tin ngược lại.

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{SE(\hat{\beta}_2)} = \frac{6,068682}{0,74564} = 8,138894 = T - statistic(L)$$

Miền bác bỏ H_0 với α = 5%:

$$W_\alpha = \left\{T : |T| > t_{\alpha/2}^{(n-2)}\right\} = \left\{T : |T| > t_{0,025}^{(20-2)}\right\} = \left\{T : |T| > 2,101\right\}$$

$T_{qs} \in W_\alpha$ →bác bỏ giả thuyết H_0

Hoặc sử dụng Prob(L) = 0,0000<α = 0,05 → bác bỏ H_0

Kết luận: Sản lượng có phụ thuộc vào Lao động

(+) Với R^2 = 0,786329 → biến Lao động giải thích được 78,6329% sự biến động của biến Sản lượng.

d/ Khoảng tin cậy bên trái của β_2:

$$(-\infty; \hat{\beta}_2 + t_{\alpha}^{(n-2)} \times SE(\hat{\beta}_2))$$

$$(-\infty; 6,068681 + 1,734 \times 0,74564)$$

$$(-\infty; 7,36162076)$$

Thêm 1 đơn vị Lao động thì sản lượng tăng tối đa 7,36162076 đơn vị.

e/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 7 \\ H_1 : \beta_2 < 7 \end{cases}$$

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_2 - 7}{SE(\hat{\beta}_2)} = \frac{6,068682 - 7}{0,74564} = -1,249$$

Miền bác bỏ H_0 với α = 5%:

$$W_\alpha = \{T : T < -t_\alpha^{(n-2)}\} = \{T : T < -t_{0,05}^{(20-2)}\} = \{T : T < -1{,}734\}$$

$T_{qs} \notin W_\alpha$ →chưa có cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0

Ý kiến đầu bài là SAI.

f/ Dự báo giá trị trung bình của Sản lượng khi lượng lao động là 150 đơn vị.

$L_0 = 150$ → $\hat{Y}_0$ = -255,538 + 6,068681* L_0 = 654,76415

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-2} = \frac{36777{,}46}{20-2} = \mathbf{113{,}5107}$$

n = 20

$$\overline{L} = \frac{\overline{Y} - \hat{\beta}_1}{\hat{\beta}_2} = \frac{551{,}9 + 255{,}538}{6{,}068681} = \mathbf{133{,}0499}$$

Var($\hat{\beta}_2$) = $0{,}74564^2$ = 0,556

Thay số vào công thức:

$$SE(\hat{Y}_0) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{n} + (L_0 - \overline{L})^2 \times \text{var}(\hat{\beta}_2)} = 12{,}8615$$

Khoảng tin cậy cho sản lượng trung bình khi lượng lao động là 150 đơn vị:

(654,76415 – 2,101 *12,8615 ; 654,76415 + 2,101 *12,8615)

Chương III

Bài tập 3.5

(+) PRM: $QA_i = \beta_1 + \beta_2 * PA_i + \beta_3 * PB_i + U_i$

(+) SRM: $QA_i = 1003,407 - 59,05641 * PA_i + 55,63005 * PB_i + e_i$

a/ Giải thích ước lượng các hệ số góc:

$\hat{\beta}_2$ = -59,05641 cho biết khi giá bán của nước giải khát hãng A thay đổi 1 đơn vị (nghìn đồng/lít) thì lượng bán hãng A sẽ thay đổi như thế nào. Giá trị $\hat{\beta}_2$ = -59,05641 cho biết khi giá bán tăng 1 nghìn đồng/lít nước giải khát thì lượng bán sẽ giảm xuống trung bình 59,05641 nghìn lít và ngược lại (trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi).

$\hat{\beta}_3$ = 55,63005 cho biết khi giá bán hang B tăng 1 nghìn đồng/lít nước giải khát thì lượng bán sẽ tăng lên trung bình 55,63005 nghìn lít và ngược lại (trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi).

b/ Cần tìm khoảng tin cậy đối xứng của β_2

$$(\hat{\beta}_2 - t_{\alpha/2}^{(n-3)} \times SE(\hat{\beta}_2); \hat{\beta}_2 + t_{\alpha/2}^{(n-3)} \times SE(\hat{\beta}_2))$$

(-59,05641 – 2,08 * 9,269155; -59,05641 + 2,08 * 9,269155)

(-78,3363; -39,7766)

Giá hãng A tăng 1 nghìn, giá hãng B không đổi thì lượng bán sẽ giảm trung bình trong khoảng (39,7766;78,3363) nghìn lít.

c/ Cần tìm khoảng tin cậy đối xứng của β_3

$$(\hat{\beta}_3 - t_{\alpha/2}^{(n-3)} \times SE(\hat{\beta}_3); \hat{\beta}_3 + t_{\alpha/2}^{(n-3)} \times SE(\hat{\beta}_3))$$

(55,63005 – 2,08 * 21,9159; 55,63005 + 2,08 * 21,9159)

(10,0449;101,2151)

Giá hãng B tăng 1 nghìn, giá hãng A không đổi thì lượng bán sẽ tăng lên trung bình trong khoảng (10,0449;101,2151) nghìn lít.

d/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 + \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_2 + \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

Ta có:

$$s.e(\hat{\beta}_2+\hat{\beta}_3)=\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_2)+\text{var}(\hat{\beta}_3)+2\times\text{cov}(\hat{\beta}_2,\hat{\beta}_3)}=\sqrt{9{,}269155^2+21{,}9159^2+2\times(-63{,}071)}$$

= 20,9781

$$T_{qs}=\frac{\hat{\beta}_2+\hat{\beta}_3}{SE(\hat{\beta}_2+\hat{\beta}_3)}=\frac{-59{,}05641+55{,}63005}{20{,}9781}=-0{,}1633$$

$$W_{\alpha}=\left\{T:|T|>t^{(n-3)}_{\alpha/2}\right\}=\left\{T:|T|>t^{(24-3)}_{0{,}025}\right\}=\left\{T:|T|>2{,}08\right\}$$

→ $T_{qs}\notin W_{\alpha}$ → Chưa có cơ sở bác bỏ H_0

Khi giá hãng A và B cùng tăng 1 nghìn thì lượng bán hãng A không thay đổi.

e/ Giá hãng B tăng 1 nghìn → lượng bán hãng A tăng β_3

Giá hãng A giảm 1 nghìn → lượng bán hãng A tăng $-\beta_2$

Tổng lượng tăng của hãng A là $\beta_3-\beta_2$

Cần tìm khoảng tin cậy bên trái của $\beta_3-\beta_2$

$$(-\infty;\hat{\beta}_3-\hat{\beta}_2+t^{(n-3)}_{\alpha}\times s.e(\hat{\beta}_3-\hat{\beta}_2))$$

(-∞; 59,05641+55,63005+1,721*26,31228)

(-∞;159,9699)

Kết luận: giá hãng A giảm 1 nghìn còn giá hãng B tăng 1 nghìn thì lượng bán hãng A tăng tối đa trung bình là 159,9699 nghìn lít.

f/ Tính R^2:

(+) Từ công thức:

$$R^2=1-\frac{RSS}{TSS}=1-\frac{RSS}{(n-1)\times(S.D.DependentVariable)^2}=1-\frac{668370{,}4}{(24-1)\times(292{,}7673)^2}$$

(+) Từ công thức:

$$R^2=1-(1-\overline{R}^2)=1-(1-0{,}628676)$$

(+) Từ công thức F-statistic:

$$F-statistic=\frac{R^2/(3-1)}{(1-R^2)/(n-3)}=20{,}47028$$

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

g/ Các cách kiểm định bỏ biến PB ra khỏi mô hình:

(+) Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_3 - 0}{SE(\hat{\beta}_3)} = \frac{55{,}63005}{21{,}9159} = 2{,}538342 = T - statistic(PB)$$

Miền bác bỏ H_0 với α = 5%:

$$W_\alpha = \left\{T : |T| > t_{\alpha/2}^{(n-3)}\right\} = \left\{T : |T| > t_{0{,}025}^{(24-3)}\right\} = \left\{T : |T| > 2{,}08\right\}$$

$T_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ giả thuyết H_0

Hoặc sử dụng Prob(L) = 0,0191<α = 0,05 → bác bỏ H_0

(+) Kiểm định thu hẹp hồi quy:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

$$F_{qs} = \frac{(R_L^2 - R_N^2)/1}{(1-R_L^2)/(n-3)} = \frac{(0{,}660965 - 0{,}557)}{(1-0{,}660965)/(24-3)} = \frac{(RSS_N - RSS_L)/1}{(RSS_L)/(n-3)} = \frac{(873438{,}5 - 668370{,}4)}{(668370{,}4)/(24-3)} = 6{,}4396$$

$$W_\alpha = \left\{F : F > F_\alpha^{(1,n-3)}\right\} = \left\{F : F > F_{0{,}05}^{(1,21)}\right\} = \left\{F : F > 4{,}325\right\}$$

$F_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0

(+) So sánh $\overline{R}^2$ của 2 mô hình:

Với $\overline{R}_L^2 = 0{,}628676$

Với $\overline{R}_N^2 = 1-(1-R_N^2)\frac{n-1}{n-2} = 1-(1-0{,}557)\frac{23}{22} = \mathbf{0{,}5369}$

Do $\overline{R}^2$ tăng lên → việc đưa bỏ biến PB là không thích hợp.

Lưu ý: việc chỉ bỏ bớt hay thêm vào 1 biến có thể dung $\overline{R}^2$ nhưng nếu bỏ bớt hay thêm vào nhiều biến số thì bắt buộc phải dùng kiểm định thu hẹp.

Bài tập 3.6

(+) PRF: $E(\ln Y|\ln L_i, \ln K_i) = \beta_1 + \beta_2 \times \ln K_i + \beta_3 \times \ln L_i$

(+) PRF với các biến gốc Y, K, L: $E(Y|L_i, K_i) = e^{\beta_1} \times K_i^{\beta_2} \times L_i^{\beta_3}$

(+) SRF: $\widehat{\ln Y_i} = 0{,}764682 + 0{,}510023 \times \ln K_i + 0{,}599932 \times \ln L_i$

(+) SRF với các biến gốc Y, K, L: $\hat{Y}_i = e^{0{,}764682} \times K_i^{0{,}510023} \times L_i^{0{,}599932}$

$\hat{\beta}_1$ = 0,764682 cho biết sản lượng trung bình của doanh nghiệp (do chưa có đầy đủ thong tin nên tạm giả định các quan sát dùng hồi quy là các quan sát về doanh nghiệp, trên thực tế, các quan sát có thể về ngành sản xuất hoặc quốc gia) có 1 đơn vị vốn và 1 đơn vị lao động $= e^{0{,}764682}$. Theo kết quả ước lượng của phần mềm EVIEWS, $\hat{\beta}_1$ = 0,764682 > 0 , giá trị này chấp nhận được trên thực tế.

$\hat{\beta}_2$ = 0,510023 cho biết khi vốn tăng 1% thì sản lượng doanh nghiệp tăng 0,510023% và ngược lại (trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi). Giá trị này >0 thể hiện vốn tăng thì sản lượng tăng theo và ngược lại → phù hợp với lý thuyết kinh tế.

$\hat{\beta}_3$ = 0,599932 cho biết khi lao động tăng 1% thì sản lượng doanh nghiệp tăng 0,599932% và ngược lại (trong điều kiện các yếu tố khác không thay đổi). Giá trị này >0 thể hiện lao động tăng thì sản lượng tăng theo và ngược lại → phù hợp với lý thuyết kinh tế.

b/ [?] Phải chăng cả 2 biến độc lập đều giải thích cho sự biến động của biến phụ thuộc.

Lưu ý: Cách dùng từ ở đây là chính xác (nếu hỏi là có thể nói cả vốn và lao động đều giải thích cho biến sản lượng thì không thích hợp vì dạng hàm hồi quy không phải áp dụng với các biến gốc Y, K, L).

Bên cạnh đó, học viên chú ý câu hỏi có nội dung gần giống với câu hỏi trên: Phải chăng cả hai biến độc lập đều KHÔNG giải thích cho biến phụ thuộc. Trường hợp này kiểm định sự phù hợp của hàm hồi quy $\begin{cases} H_0 : R^2 = 0 \\ H_1 : R^2 \neq 0 \end{cases} \longleftrightarrow \begin{cases} H_0 : \beta_2 = \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_2^2 + \beta_3^2 \neq 0 \end{cases}$

Cần kiểm định 2 cặp giả thuyết:

$$(1)\begin{cases} H_0 : \beta_2 = 0 \\ H_1 : \beta_2 \neq 0 \end{cases} \text{ và } (2)\begin{cases} H_0 : \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

<u>Cách 1</u>: dùng Prob so sánh với α.

Với (1): Prob(lnK) = 0,0009< α =0,05 → bác bỏ H_0

Với (2): Prob(lnL) = 0,0273< α =0,05 → bác bỏ H_0

Kết luận: cả hai biến độc lập đều ảnh hưởng đến biến phụ thuộc

Lưu ý: Kết luận trên chưa thực sự dùng được trong phân tích (vì còn liên quan đến các khuyết tật của mô hình chưa được kiểm tra – nội dung này học trong các chương sau)

<u>Cách 2</u>: Sử dụng kiểm định T

Với (1):

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_2 - 0}{SE(\hat{\beta}_2)} = \frac{0,510023}{0,126959} = 4,01722 = T - statistic(\ln K)$$

Miền bác bỏ H_0 với α = 5%:

$$W_\alpha = \left\{T : |T| > t_{\alpha/2}^{(n-3)}\right\} = \left\{T : |T| > t_{0,025}^{(20-3)}\right\} = \left\{T : |T| > 2,11\right\}$$

$T_{qs} \in W_\alpha$ →bác bỏ giả thuyết H_0

Với (2):

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_3 - 0}{SE(\hat{\beta}_3)} = \frac{0,599932}{0,2484} = 2,415183 = T - statistic(\ln L)$$

Miền bác bỏ H_0 với α = 5%:

$$W_\alpha = \left\{T : |T| > t_{\alpha/2}^{(n-3)}\right\} = \left\{T : |T| > t_{0,025}^{(20-3)}\right\} = \left\{T : |T| > 2,11\right\}$$

$T_{qs} \in W_\alpha$ →bác bỏ giả thuyết H_0

Kết luận: như trên

c/ Cần tìm khoảng tin cậy bên trái của β_2:

$$(-\infty; \hat{\beta}_2 + t_\alpha^{(n-3)} \times SE(\hat{\beta}_2))$$

$(-\infty$; 0,5100233 + 1,74 * 0,126959)

$(-\infty$;0,7309)

Kết luận: vốn tăng 1% thì sản lượng tăng tối đa là 0,7309% (điều kiện các yếu tố khác không đổi).

d/ Cần tìm khoảng tin cậy bên phải của β_3:

$(\hat{\beta}_3 - t_{\alpha}^{(n-3)} \times SE(\hat{\beta}_3);+\infty)$

(0,599932- 1,74 * 0,2484; $+\infty$)

(0,1677; $+\infty$)

Kết luận: lao động tăng 1% thì sản lượng tăng tối thiểu là 0,1677% (điều kiện các yếu tố khác không đổi).

e/ Khoảng tin cậy đối xứng của $\beta_2 + \beta_3$

$$s.e(\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3) = \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_2) + \text{var}(\hat{\beta}_3) + 2 \times \text{cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)} = \sqrt{0{,}126959^2 + 0{,}2484^2 + 2 \times (-0{,}027736)}$$
$$= 0{,}1493$$

(0,510023+0,599932-2,11*0,1493; 0,510023+0,599932+2,11*0,1493)

(0,7949;1,4249)

f/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 - \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_2 - \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

$$s.e(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_3) = \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_2) + \text{var}(\hat{\beta}_3) - 2 \times \text{cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)} = \sqrt{0{,}126959^2 + 0{,}2484^2 - 2 \times (-0{,}027736)}$$
$$= 0{,}3651$$

$$T_{qs} = \frac{0{,}510023 - 0{,}599932}{0{,}3651} = -0{,}2463$$
$$W_{\alpha} = \left\{T : |T| > t_{\alpha/2}^{(n-3)}\right\} = \left\{T : |T| > t_{0,025}^{(20-3)}\right\} = \left\{T : |T| > 2{,}11\right\}$$

$T_{qs} \notin W_{\alpha}$ → chấp nhận giả thuyết H_0 → khi vốn tăng 1 % và lao động giảm 1% thì sản lượng không thay đổi.

g/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_2 + \beta_3 = 1 \\ H_1 : \beta_2 + \beta_3 > 1 \end{cases}$$

H_0 thể hiện thông tin quá trình sản xuất có hiệu quả không đổi theo quy mô.

H_1 thể hiện thông tin quá trình sản xuất có hiệu quả tăng theo quy mô.

$$s.e(\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3) = \sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_2) + \text{var}(\hat{\beta}_3) + 2 \times \text{cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)} = \sqrt{0{,}126959^2 + 0{,}2484^2 + 2 \times (-0{,}027736)}$$
$$= 0{,}1493$$

$$T_{qs} = \frac{0,510023 + 0,599932 - 1}{0,1493} = \mathbf{0.7365}$$

$$W_\alpha = \left\{T : T > t_\alpha^{(n-3)}\right\} = \left\{T : T > t_{0,05}^{(20-3)}\right\} = \left\{T : T > 1,74\right\}$$

$T_{qs} \notin W_\alpha$ →chấp nhận giả thuyết H_0 → quá trình sản xuất có hiệu quả không đổi theo quy mô.

h/ Kiểm định thu hẹp hồi quy:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

H_0 thể hiện thông tin có thể bỏ biến ln L

H_1 thể hiện thông tin không thể bỏ biến ln L

$$F_{qs} = \frac{(R_L^2 - R_N^2)/1}{(1 - R_N^2)/(20-3)} = \frac{(0,910215 - 0,8794)}{(1 - 0,910215)/17} = \mathbf{5.8345}$$

$$W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(1,17)}\} = \{F : F > 4,48\}$$

$F_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0 → không thể bỏ biến ln L ra khỏi mô hình

Chương IV

Bài tập 4.4

a/ Viết hàm hồi qui tổng thể:

$$E(QA|PA_i, H_i, H\times PA_i) = \beta_1 + \beta_2\times PA_i + \beta_3\times H_i + \beta_4\times(H\times PA)_i$$

Với những tháng mùa lạnh (H = 1):

$$E(QA|PA_i, H_i = 1, H\times PA_i) = (\beta_1+\beta_3) + (\beta_2+\beta_4)\times PA_i$$

Với những tháng mùa nóng (H = 0):

$$E(QA|PA_i, H_i = 0, H\times PA_i) = \beta_1 + \beta_2\times PA_i$$

(+) Hàm hồi qui mẫu:

$$\hat{Q}A_i = 1972{,}7741 - 57{,}151\times PA_i - 885{,}5565\times H_i + 27{,}11565\times(H\times PA)_i$$

Với những tháng mùa lạnh (H = 1):

$$\hat{Q}A_i = \mathbf{1087{,}2176 - 30{,}03535}\times PA_i$$

Với những tháng mùa nóng (H = 0):

$$\hat{Q}A_i = 1972{,}7741 - 57{,}151\times PA_i$$

b/ Với $PA_0 = 20$

(+) Ước lượng điểm lượng bán của hãng (mùa lạnh):

QA_0 = 1087,2176-30,03535 * 20 = 486,5106

(+) Ước lượng điểm lượng bán của hãng (mùa nóng):

QA_0 = 1972,7741 – 57,151 *20 = 829,7541

c/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0: \beta_3 = 0 \\ H_1: \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

Prob[H] = 0,0001<α = 0,05 → bác bỏ H_0 → hệ số chặn của mô hình có khác nhau giữa 2 mùa.

(Có thể dùng tiêu chuẩn kiểm định T để kiểm định trong trường hợp không có Prob – Xem lại các bài mẫu trên, chú ý bậc tự do trong các kiểm định và khoảng tin cậy của bài tập này đều là (n-4))

d/ Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0: \beta_4 = 0 \\ H_1: \beta_4 \neq 0 \end{cases}$$

Prob[H] = 0,0227<α = 0,05 → bác bỏ H_0 → hệ số góc của mô hình có khác nhau giữa 2 mùa.

(+) Hệ số góc chênh lệch nhau trong khoảng tin cậy đối xứng của β_4:

(27,11565 - $t_{\alpha/2}^{(24-4)}$ * 10,98241; 27,11565 + $t_{\alpha/2}^{(24-4)}$ * 10,98241)

Sinh viên tự tính kết quả

e/ Câu hỏi yêu cầu kiểm định dấu của β_4. Do $\beta_2 < 0$ (giá có tác động ngược chiều đến lượng bán) nên nếu β_4> 0 thì vào mùa nóng việc giảm giá có ảnh hưởng lượng bán mạnh hơn, nếu β_4< 0 thì vào mùa lạnh việc giảm giá có ảnh hưởng mạnh hơn đến lượng bán.

<u>Gợi ý</u>: ta đã có dấu của $\hat{\beta}_4 > 0$ nên việc kiểm định thông tin β_4< 0 là không có ý nghĩa. Cần xác định là β_4> 0 thực sự hay có thể coi là = 0 (việc giảm giá đối với 2 mùa có ảnh hưởng đến lượng như nhau)

Cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0: \beta_4 = 0 \\ H_1: \beta_4 > 0 \end{cases}$$

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_4 - 0}{SE(\hat{\beta}_4)} = \frac{27{,}11565}{10{,}98241} = 2{,}469006 = T - statistic(H * PA)$$

Miền bác bỏ H_0 với α = 5%:

$$W_\alpha = \{T : T > t_\alpha^{(n-4)}\} = \{T : T > t_{0,05}^{(20)}\} = \{T : T > 1{,}725\}$$

$T_{qs} \in W_\alpha$ →bác bỏ giả thuyết H_0

→ Vào mùa nóng thì việc giảm giá ảnh hưởng đến lượng bán mạnh hơn.

f/ Cần tìm khoảng tin cậy đối xứng của $\beta_2 + \beta_4$

$$s.e(\hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_4) = \sqrt{\mathrm{var}(\hat{\beta}_2) + \mathrm{var}(\hat{\beta}_4) + 2 \times \mathrm{cov}(\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_4)} = \sqrt{9{,}466111^2 + 10{,}98241^2 + 2 \times (-12{,}89)}$$

= 13,5809

(-57,151+27,11565-2,086*13,5809; -57,151+27,11565+2,086*13,5809)

Kết quả sinh viên tự tính

g/ Kiểm định thu hẹp hồi qui:

H_0: Không nên đưa thêm biến mùa vào mô hình

H_1: Nên thêm biến vào mô hình

$$F_{qs} = \frac{(R_L^2 - R_N^2)/2}{(1-R_L^2)/(24-4)} = \frac{(0{,}676992 - 0{,}557)/2}{(1-0{,}676992)/20} = \mathbf{3{,}7148}$$

$$W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(2,20)}\} = \{F : F > 3{,}493\}$$

$F_{qs} \in W_\alpha \rightarrow$ bác bỏ H_0

Nên đưa thêm yếu tố mùa vào mô hình

h/ Đây là dạng bài tập tình huống, yêu cầu học viên đưa ra mô hình và cách phân tích các giả định được đưa ra (chưa có số liệu ước lượng cụ thể).

Đặt biến giả (do yếu tố định tính chỉ có 2 phạm trù nên sử dụng 1 biến giả):

S = 1 với các quan sát từ quí 1 năm 2006 (đầu năm 2006)

S = 0 với các quan sát trước quí 1 năm 2006

Lưu ý*: *Cách đặt biến này có thể ngược lại, khi đó cần chú ý về cặp giả thuyết (nếu trường hợp thuận là kiểm định $\beta > 0$ thì trường hợp nghịch sẽ là kiểm định $\beta < 0$ hoặc ngược lại)

Yếu tố định tính có tác động đến biến giá (***từ 2006, do cạnh tranh mạnh nên giá ảnh hưởng đến lượng bán mạnh hơn***) nên tạo thêm biến tích S*PA

Mô hình mới:

$$QA_i = \beta_1 + \beta_2 \times PA_i + \beta_3 (S \times PA)_i + U_i$$

Với các quan sát trước 2006 (S=0):

$$QA_i = \beta_1 + \beta_2 \times PA_i + U_i$$

Với các quan sát từ 2006 (S = 1):

$$QA_i = \beta_1 + (\beta_2 + \beta_3) \times PA_i + U_i$$

Do $\beta_2 < 0$ nên để kiểm tra ý kiến đầu bài đưa ra, cần kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_3 < 0 \end{cases}$$

Với H_0 là ý kiến đầu bài SAI, H_1 là ý kiến đầu bài ĐÚNG

$$T_{qs} = \frac{\hat{\beta}_3}{S.E(\hat{\beta}_3)}$$

Miền bác bỏ H_0:

$$W_\alpha = \{T : T < -t_{0,05}^{(24-3)}\}$$

Do chưa có số liệu nên chỉ có thể lập luận về các tình huống:

Nếu $T_{qs} \in W\alpha$ thì bác bỏ H_0 → ý kiến đầu bài là ĐÚNG

Nếu $T_{qs} \notin W\alpha$ thì chấp nhận H_0 → ý kiến đầu bài là SAI

Chương V

<u>Bài tập 5.4</u>

a/ Hàm hồi qui tổng thể (dù đầu bài không yêu cầu, học viên vẫn nên viết, thuận lợi cho việc đưa ra các kiểm định phía sau):

$$E(QA|PA_i, PB_i, QB_i) = \beta_1 + \beta_2 \times PA_i + \beta_3 \times PB_i + \beta_4 \times QB_i \qquad (1)$$

Các ước lượng trong bảng 3.5	Các ước lượng trong bảng 5.4
$\hat{\beta}_1 = 1003,407 > 0$ Hệ số này có ý nghĩa thống kê, cho biết lượng cầu tiềm năng về sản phẩm hãng nước giải khát A khoảng 1 triệu lít	$\hat{\beta}_1 = 13265,76 > 0$ Hệ số này ***không có*** ý nghĩa thống kê, ý nghĩa kinh tế là lượng cầu tiềm năng về sản phẩm hãng nước giải khát A là > 13 triệu lít. Độ lớn của giá trị này không phù hợp trên thực tế.
$\hat{\beta}_2 = -59,05641 < 0$ Hệ số này có ý nghĩa thống kê. Cho biết khi giá bán tăng 1 nghìn/lít thì lượng bán giảm trung bình 59 nghìn lít và ngược lại. Dấu ước lượng phù hợp với lý thuyết.	$\hat{\beta}_2 = -58,1886 < 0$ Hệ số này có ý nghĩa thống kê. Cho biết khi giá bán tăng 1 nghìn/lít thì lượng bán giảm trung bình 58 nghìn lít và ngược lại. Dấu ước lượng phù hợp với lý thuyết.
$\hat{\beta}_3 = 55,63005 > 0$ Hệ số này có ý nghĩa thống kê. Cho biết giá bán sản phẩm B tăng 1 nghìn/lít thì sản phẩm A bán thêm được 55,6 nghìn lít và ngược lại (2 hàng hóa thay thế). Giá trị này phù hợp với lý thuyết.	$\hat{\beta}_3 = -434,7366 < 0$ Hệ số này ***không có*** ý nghĩa thống kê. Cho biết giá bán sản phẩm B tăng 1 nghìn/lít thì sản phẩm A bán giảm đi 434,7 nghìn lít và ngược lại. Dấu của giá trị này không phù hợp với lý thuyết.
	$\hat{\beta}_4 = -6,111723 < 0$ Hệ số này ***không có*** ý nghĩa thống kê. Cho biết lượng bán sản phẩm B tăng 1 nghìn thì sản phẩm A bán giảm đi trên 6 nghìn lít và ngược lại. Dấu của giá trị này có thể coi là phù hợp với lý thuyết.

b/ Kiểm định:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

Prob[PB] = 0,7037>α = 0,05 → chấp nhận H_0 → hệ số ứng với biến PB không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này khác với kết quả trong bảng báo cáo hồi quy của bảng 3.5.

c/ Cách kiểm tra đa cộng tuyến trong mô hình (1):

Cách 1: Sử dụng hồi quy phụ

$$E(QB|PA_i, PB_i) = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times PB_i \qquad (2)$$

Ở đây, chúng ta hồi quy QB theo PA và PB vì nguyên nhân gây ra đa cộng tuyến trong mô hình (1) là quan hệ chặt chẽ giữa lượng bán hãng B(QB) và giá bán của hãng này(PB). Quan hệ này tương đối dễ nhận ra theo lý thuyết kinh tế, trong những trường hợp khác, khi mối quan hệ cộng tuyến khó xác định thì có thể thực hiện nhiều hồi quy phụ với biến phụ thuộc lần lượt là các biến độc lập của mô hình. Nếu tồn tại 1 hồi quy phụ có ý nghĩa thì hồi quy chính có hiện tượng đa cộng tuyến và ngược lại. Các học viên cũng cần lưu ý cách chọn hồi quy phụ (ví dụ: bài tập 3/I trong Bài Giảng Kinh Tế Lượng, hồi quy chính là Q-lượng cá đánh bắt được phụ thuộc vào P-giá bán cá và R-lượng mưa. Nếu chọn hồi quy phụ là R phụ thuộc vào P, không sai về kỹ thuật nhưng không thích hợp trên thực tế)

Từ (2) thu được R_2^2 , kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : R_2^2 = 0 \\ H_1 : R_2^2 \neq 0 \end{cases}$$

H_0: mô hình gốc không có đa cộng tuyến

H_1: mô hình gốc có đa cộng tuyến

$$F_{qs} = \frac{R_2^2 / 2}{(1 - R_2^2) / (24 - 3)}$$

$$W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(2,21)}\} = \{F : F > 3,467\}$$

Nếu $F_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0 → Mô hình gốc có hiện tượng đa cộng tuyến

Nếu $F_{qs} \notin W_\alpha$ → chấp nhận H_0 → Mô hình gốc không có hiện tượng đa cộng tuyến

Cách 2: Dựa trên mâu thuẫn của các kiểm định t và F trong hồi quy gốc.

(+) Kiểm định t về ý nghĩa thống kê của các hệ số góc

$$\begin{cases} H_0 : \beta_3 = 0 \\ H_1 : \beta_3 \neq 0 \end{cases}$$

Prob[PB] = 0,7037>α = 0,05 → chấp nhận H_0 → hệ số ứng với biến PB không có ý nghĩa thống kê.

$$\begin{cases} H_0 : \beta_4 = 0 \\ H_1 : \beta_4 \neq 0 \end{cases}$$

Prob[QB] = 0,7037>α = 0,05 → chấp nhận H_0 → hệ số ứng với biến QB không có ý nghĩa thống kê.

(+) Kiểm định F về sự phù hợp của hồi quy:

$$\begin{cases} H_0 : R^2 = 0 \\ H_1 : R^2 \neq 0 \end{cases}$$

$$F_{qs} = \frac{R^2 / 3}{(1-R^2) / (24-4)} = 13{,}18329$$

$$W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(3,20)}\} = \{F : F > 3{,}098\}$$

Nếu $F_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0 → Mô hình gốc phù hợp.

Mô hình có mẫu thuẫn giữa các kiểm định t và F → có dấu hiệu của hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình gốc.

d/ Có 2 mô hình hồi quy phụ dùng để kiểm tra đa cộng tuyến của mô hình gốc:

(5.5) $$E(PA|PB_i, QB_i) = m_1 + m_2 \times PB_i + m_3 \times QB_i$$

(5.6) $$E(QB|PA_i, PB_i) = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times PB_i$$

(+) Với mô hình (5.5), ta kiểm định:

$$\begin{cases} H_0 : R_{5.5}^2 = 0 \\ H_1 : R_{5.5}^2 \neq 0 \end{cases}$$

Prob[F-statistic bảng 5.5]=0,218443 > α =0,05 → chấp nhận H_0: chưa có cơ sở để kết luận mô hình gốc có đa cộng tuyến

(+) Với mô hình (5.6), ta kiểm định:

$$\begin{cases} H_0 : R^2_{5.6} = 0 \\ H_1 : R^2_{5.6} \neq 0 \end{cases}$$

Prob[F-statistic bảng 5.6]=0,000000 < α =0,05 → chấp nhận H_0: chưa có cơ sở để kết luận mô hình gốc có đa cộng tuyến

Hai hồi quy phụ có kết luận khác nhau do nguyên nhân gây ra đa cộng tuyến trong hồi quy gốc là mối quan hệ chặt chẽ giữa QB và PB, do hồi quy (5.5) chọn cả 2 biến QB và PB làm biến độc lập nên hồi quy (5.5) không thể phát hiện được hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình gốc.

e/ Mô hình (1) có hiện tượng đa cộng tuyến. Đó là đa cộng tuyến không hoàn hảo vì chúng ta vẫn ước lượng được các hệ số trong hồi quy này.

f/ Có nhiều cách khắc phục đa cộng tuyến với mô hình gốc:

<u>Cách 1</u>: bỏ biến QB hoặc PB khỏi mô hình (1). Thông thường nên bỏ biến QB.

<u>Cách 2</u>: sử dụng hồi quy sai phân cấp 1 – xác định mối quan hệ giữa các biến trong ngắn hạn:

$$QA_i - QA_{i-1} = \beta_2 \times (PA_i - PA_{i-1}) + \beta_3 \times (PB_i - PB_{i-1}) + \beta_4 \times (QB_i - QB_{i-1})$$

Sau khi ước lượng các giá trị $\hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \hat{\beta}_4$ thì giá trị $\hat{\beta}_1 = \overline{Q}_A - \hat{\beta}_2 \overline{P}_A - \hat{\beta}_3 \overline{P}_B - \hat{\beta}_4 \overline{Q}_B$

<u>Cách 3</u>: Đổi dạng mô hình (1):

Nếu muốn xác định ảnh hưởng của biến QB tới biến QA, vẫn có thể giữ biến số này, tuy nhiên cần đổi dạng của biến số này trong (1) để khắc phục đa cộng tuyến:

$$E(QA \mid PA_i, PB_i, \frac{1}{QB_i}) = \beta_1 + \beta_2 \times PA_i + \beta_3 \times PB_i + \beta_4 \times \frac{1}{QB_i} \qquad (*)$$

Mô hình (*) có thể khắc phục được hiện tượng đa cộng tuyến trong (1) vì QB không có quan hệ tuyến tính hoàn hảo với $\frac{1}{QB}$, như vậy giữa PB và $\frac{1}{QB}$ cũng không có quan hệ tuyến tính hoàn hảo. Tuy nhiên phương pháp này có thể không hoàn toàn khắc phục được đa cộng tuyến không hoàn hảo trong (1).

g/ Khi bỏ biến QB ra khỏi (1), mô hình còn lại không chắc chắn khắc phục được đa cộng tuyến trong mô hình. Muốn kiểm tra đa cộng tuyến cho mô hình mới:

$$E(QA \mid PA_i, PB_i) = \beta_1 + \beta_2 \times PA_i + \beta_3 \times PB_i \qquad (1b)$$

Sử dụng hồi quy phụ:

$$E(PA \mid PB_i) = m_1 + m_2 \times PB_i \qquad (2b)$$

Kiểm định:

$$\begin{cases} H_0 : m_2 = 0 \\ H_1 : m_2 \neq 0 \end{cases}$$

$$T_{qs} = \frac{\hat{m}_2}{S.E(\hat{m}_2)}$$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{T : |T| > t_{0,025}^{(24-2)}\}$

Do chưa có số liệu nên chỉ có thể lập luận về các tình huống:

Nếu $T_{qs} \in W\alpha$ thì bác bỏ H_0 → mô hình (1b) có hiện tượng đa cộng tuyến

Nếu $T_{qs} \notin W\alpha$ thì chấp nhận H_0 → mô hình (1b) không có hiện tượng đa cộng tuyến

<u>Hoặc kiểm định</u>:

$$\begin{cases} H_0 : R_{2b}^2 = 0 \\ H_1 : R_{2b}^2 \neq 0 \end{cases}$$

$$F_{qs} = \frac{R_{2b}^2}{(1 - R_{2b}^2) / (24-2)}$$

$W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(1,22)}\}$

Nếu $F_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0 → mô hình (1b) có hiện tượng đa cộng tuyến

Nếu $F_{qs} \notin W_\alpha$ → chấp nhận H_0 → mô hình (1b) không có hiện tượng đa cộng tuyến

h/ Ta có hồi quy chính:

$$E(QB|PA_i, PB_i) = \beta_1 + \beta_2 \times PA_i + \beta_3 \times PB_i \qquad (3b)$$

Hồi quy phụ:

$$E(PB|PA_i) = m_1 + m_2 \times PA_i \qquad (4b)$$

Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : m_2 = 0 \\ H_1 : m_2 \neq 0 \end{cases}$$

$$T_{qs} = \frac{\hat{m}_2}{S.E(\hat{m}_2)} = \frac{0{,}131}{0{,}086} = \mathbf{1{,}5233}$$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{T : |T| > t_{0,025}^{(24-2)}\} = \{T : |T| > 2{,}074\}$

$T_{qs} \notin W\alpha$ → chấp nhận H_0 → mô hình (3b) không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Chương VI

Bài tập 6.4

Hàm hồi qui tổng thể:

$$E(Y|L_i, K_i) = \beta_1 + \beta_2 \times L_i + \beta_3 \times K_i \qquad (1)$$

a/ Bảng (6.6) cung cấp cho chúng ta kết quả kiểm định White có hệ số chéo (RESID = e_i là phần dư của hồi quy (1))

(+) Mô hình White có hệ số chéo:

$$e_i^2 = m_1 + m_2 \times L_i + m_3 \times K_i + m_4 \times (K \times L)_i + m_5 \times L_i^2 + m_6 \times K_i^2 + V_i \qquad (2)$$

Mô hình này dùng để kiểm tra phương sai sai số thay đổi trong (1)

(+) Kiểm định cặp giả thuyết:

H_0: (1) có phương sai sai số đồng đều

H_1: (1) có phương sai sai số thay đổi

<u>Cách 1</u>: Prob(F-statistic) = 0,018776 < α = 0,05 → bác bỏ H_0 → mô hình (1) có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

<u>Cách 2</u>: F_{qs} = 3,972746

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(5,14)}\} = \{F : F > 2{,}958\}$

$F_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0 → mô hình (1) có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

b/ Mô hình White không có hệ số chéo:

$$e_i^2 = m_1 + m_2 \times L_i + m_3 \times K_i + m_4 \times L_i^2 + m_5 \times K_i^2 + V_i \qquad (3)$$

Kiểm định cặp giả thuyết:

H_0: (1) có phương sai sai số đồng đều

H_1: (1) có phương sai sai số thay đổi

<u>Cách 1</u>: Prob(F-statistic) = 0,009471 < α = 0,05 → bác bỏ H_0 → mô hình (1) có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

<u>Cách 2</u>: F_{qs} = 4,961715

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(4,15)}\} = \{F : F > 3{,}056\}$

$F_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0 → mô hình (1) có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

c/ Mô hình trong bảng (6.8) là mô hình do GLEJSER đề xuất để kiểm tra Phương sai sai số thay đổi trong (1):

$|e_i| = m_1 + m_2 \times L_i + V_i$ (4)

Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : m_2 = 0 \\ H_1 : m_2 \neq 0 \end{cases} \leftrightarrow \begin{cases} H_0 : R_4^2 = 0 \\ H_1 : R_4^2 \neq 0 \end{cases}$$

H_0: (1) có phương sai sai số đồng đều

H_1: (1) có phương sai sai số thay đổi

Prob[L] = 0,0023 < α = 0,05 → bác bỏ H_0 → (1) có phương sai sai số thay đổi

Hoặc Prob[F-statistic] = 0,002283 < α = 0,05 → bác bỏ H_0 → (1) có phương sai sai số thay đổi

d/ Mô hình hồi quy phụ (kiểm định PARK):

$\ln(e_i^2) = m_1 + m_2 \times \ln(K_i) + V_i$ (5)

Kết quả này dùng để kiểm tra hiện tượng phương sai sai số thay đổi trong (1):

$$\begin{cases} H_0 : R_5^2 = 0 \\ H_1 : R_5^2 \neq 0 \end{cases}$$

H_0: (1) có phương sai sai số đồng đều

H_1: (1) có phương sai sai số thay đổi

$$F_{qs} = \frac{0{,}105}{(1-0{,}105)/(20-2)} = 2{,}1117$$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(1,18)}\} = \{F : F > 4{,}414\}$

$F_{qs} \notin W_\alpha$ → chấp nhận H_0 → mô hình (1) có hiện tượng phương sai sai số đồng đều.

e/ Mô hình hồi quy phụ (kiểm định dựa trên biến phụ thuộc):

$e_i^2 = m_1 + m_2 \times \hat{Y}_i^2 + V_i$ (6)

Mô hình (6) dùng để kiểm tra hiện tượng phương sai sai số thay đổi trong (1):

Kiểm định:

H_0: (1) có phương sai sai số đồng đều

H_1: (1) có phương sai sai số thay đổi

$$\begin{cases} H_0 : m_2 = 0 \\ H_1 : m_2 \neq 0 \end{cases}$$

$$F_{qs} = \left(\frac{\hat{m}_2}{S.E(\hat{m}_2)}\right)^2 = \left(\frac{0{,}852}{0{,}126}\right)^2 = \mathbf{45{,}7234}$$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(1,18)}\} = \{F : F > 4{,}414\}$

$F_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0 → mô hình (1) có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Hồi quy (6) dựa trên giả thiết về cấu trúc của hiện tượng phương sai sai số thay đổi:

$\sigma_i^2 = \sigma^2 \times [E(Y|L_i, K_i)]^2$

f/ Khắc phục (1) dựa trên thông tin kiểm định từ câu (e)

Từ (1) → $\hat{Y}_i$ là giá trị ước lượng của biến phụ thuộc

$$(1) \rightarrow \frac{Y_i}{\hat{Y}_i} = \beta_1 \times \frac{1}{\hat{Y}_i} + \beta_2 \times \frac{L_i}{\hat{Y}_i} + \beta_3 \times \frac{K_i}{\hat{Y}_i} + \frac{U_i}{\hat{Y}_i} \qquad (*)$$

g/ $e_i^2 = m_1 + m_2 \times L_i^2 + V_i$ (7)

Kết quả dùng để kiểm tra phương sai sai số thay đổi trong (1)

$$\begin{cases} H_0 : R_7^2 = 0 \\ H_1 : R_7^2 \neq 0 \end{cases}$$

H_0: (1) có phương sai sai số đồng đều

H_1: (1) có phương sai sai số thay đổi

$$F_{qs} = \frac{0{,}722}{(1-0{,}722)/(20-2)} = 46{,}7482$$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(1,18)}\} = \{F : F > 4{,}414\}$

$F_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0 → mô hình (1) có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

(+) Khắc phục

$$(1) \rightarrow \frac{Y_i}{L_i} = \beta_1 \times \frac{1}{L_i} + \beta_2 + \beta_3 \times \frac{K_i}{L_i} + \frac{U_i}{L_i} \qquad (**)$$

h/ Bảng kết quả 6.9 cung cấp kết quả ước lượng cho mô hình (**) trong câu (g). Để biết cách khắc phục này đã chữa được khuyết tật phương sai sai số thay đổi trong (1) hay không, ta kiểm định:

H_0: (**) có phương sai sai số đồng đều

H_1: (**) có phương sai sai số thay đổi

Prob[F-statistic]=0,417838 > α = 0,05 → chấp nhận H_0 → mô hình (**) đã khắc phục được hiện tượng phương sai sai số thay đổi trong (1)

i/ Ước lượng cho mô hình (1) dựa trên kết quả trong (**):

SRM: $Y_i = -56{,}81014 + 2{,}430546 \times L_i + 1{,}696025 \times K_i + e_i$

(+) Lao động tăng 1 đơn vị thì sản lượng tăng tối đa là:

$\beta_2 < 2{,}430546 + t_{\alpha}^{(20-3)} \times 0{,}931296 = \mathbf{4{,}051}$

→ sản lượng tăng trung bình tối đa là 4,051 đơn vị (điều kiện các yếu tố khác không đổi)

k/ Mô hình gốc:

$$\ln(Y_i) = \beta_1 + \beta_2 \times \ln(L_i) + \beta_3 \times \ln(K_i) + U_i \qquad (8)$$

(+) Mô hình White có hệ số chéo:

$$e_i^2 = m_1 + m_2 \times \ln(L_i) + m_3 \times \ln(K_i) + m_4 \times (\ln K \times \ln L)_i + m_5 \times (\ln L_i)^2 + m_6 \times (\ln K_i)^2 + V_i \qquad (9)$$

Mô hình này dùng để kiểm tra phương sai sai số thay đổi trong (8)

(+) Kiểm định cặp giả thuyết:

H_0: (8) có phương sai sai số đồng đều

H_1: (8) có phương sai sai số thay đổi

Cách 2: $F_{qs} = 1{,}779605$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(5,14)}\} = \{F : F > 2{,}958\}$

$F_{qs} \notin W_\alpha$ → chấp nhận H_0 → mô hình (8) có hiện tượng phương sai sai số đồng đều.

l/ Kiểm định dựa trên biến phụ thuộc:

$$e_i^2 = m_1 + m_2 \times \widehat{\ln Y_i}^{\,2} + V_i \qquad (10)$$

với e_i là phần dư và $\widehat{\ln Y_i}$ là giá trị ước lượng biến phụ thuộc trong (8)

H_0: (8) có phương sai sai số đồng đều

H_1: (8) có phương sai sai số thay đổi

$$\begin{cases} H_0 : m_2 = 0 \\ H_1 : m_2 \neq 0 \end{cases}$$

$$F_{qs} = \left(\frac{\hat{m}_2}{S.E(\hat{m}_2)} \right)^2 = \left(\frac{-0{,}020171}{0{,}02978} \right)^2 = \mathbf{0{,}4588}$$

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(1,18)}\} = \{F : F > 4{,}414\}$

$F_{qs} \in W_{\alpha}$ → bác bỏ H_0 → mô hình (8) có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Chương VII

Bài tập 7.5

a/ Hàm hồi quy tổng thể:

PRF: $E(QA/PA_i) = \beta_1 + \beta_2 * PA_i$ (1)

Với n= 24, k' = k -1 = 2 – 1 = 1 → d_L = 1,273 và d_U = 1,446

Ta có thống kê DURBIN WATSON d = 0,4480522 $\in [0, d_L]$

Kết luận: mô hình (1) có tự tương quan dương

b/ Kết quả trong bảng (7.6) là kiểm định BREUSCH – GODFREY về hiện tượng tự tương quan bậc 1 trong mô hình (1):

Hồi quy phụ:

$$e_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times e_{i-1} + V_i \qquad (2)$$

với e_i là phần dư của mô hình (1) và e_{i-1} là biến trễ của nó.

Do có sự xuất hiện của e_{i-1} trong mô hình nên theo lý thuyết thì mô hình (2) có 23 quan sát. Tuy nhiên trong phần mềm EVIEWS, giá trị bị thiếu do biến trễ của biến phần dư được gán bằng 0, nên trên thực tế mô hình (2) vẫn sử dụng đủ 24 quan sát để hồi quy.

(+) Kiểm định cặp giả thuyết:

H_0: (1) không có tự tương quan bậc 1

H_1: (1) có tự tương quan bậc 1

<u>Cách 1</u>: Prob[F-statistic] = 0,003724 < α = 0,05 → bác bỏ H_0 → (1) có tự tương quan bậc 1

<u>Cách 2</u>: Ta có

F_{qs} = 10,64234

Miền bác bỏ H_0: $W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(1,24-3)}\} = \{F : F > 4{,}325\} \rightarrow F_{qs} \in W_\alpha$

Bác bỏ H_0 → (1) có tự tương quan bậc 1

c/ Mô hình phụ:

$$e_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times e_{i-1} + m_4 \times e_{i-2} + V_i \qquad (3)$$

Kiểm định cặp giả thuyết:

$$\begin{cases} H_0 : m_4 = 0 \\ H_1 : m_4 \neq 0 \end{cases}$$

H_0: (1) không có tự tương quan bậc 2

H_1: (1) có tự tương quan bậc 2

Prob[RESID(-2)] = 0,4721 > α = 0,05 → chấp nhận H_0 → (1) không có tự tương quan bậc 2

d/ Với d = 0,480522 → $\hat{\rho} = 1 - \frac{d}{2} = 1 - \frac{0,480522}{2} = 0,759 \approx 0,76$

Thay giá trị này vào phương trình sai phân tổng quát để khắc phục hiện tượng tự tương quan bậc 1 trong (1):

$$QA_i - 0,76 \times QA_{i-1} = \beta_1 \times (1 - 0,76) + \beta_2 \times (PA_i - 0,76 \times PA_{i-1}) + \varepsilon_i \quad (4)$$

Mô hình (4) có thể khắc phục tự tương quan bậc 1 trong (1)

e/ Thông tin trong bảng (7.8) cho biết kết quả ước lượng của mô hình (4) (vừa đề cập ở câu d). Kết quả đó dùng để khắc phục tự tương quan bậc 1 trong (1).

(+) Kiểm định cặp giả thuyết:

H_0: (4) không có tự tương quan bậc 1

H_1: (4) có tự tương quan bậc 1

Prob[F-statistic] = 0,51113 > α = 0,05 → chấp nhận H_0 → mô hình (4) không có tự tương quan bậc 1

Kết luận: đã khắc phục được khuyết tật trong (1)

f/ Theo kết quả ước lượng của (4):

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\hat{m}_1}{(1 - \hat{\rho})} = \frac{367,428}{1 - 0,76} = \mathbf{1530,95}$$

$$\hat{\beta}_2 = \hat{m}_2 = -48,2352$$

(+) SRF của (1) theo kết quả ước lượng của (4):

$$\hat{Q}_A = 1530,95 - 48,2352 \times PA$$

(+) Khoảng tin cậy đối xứng của β_2

(-48,2352 – 2,074*11,88927 ; -48,2352 + 2,074*11,88927)

(-72.8935 ; -23,5769)

→ giá bán tăng 1 nghìn/lít thì lượng bán giảm trung bình trong khoảng (23,5769 ; 72,8935) nghìn lít.

g/ Quá trình ước lượng COCHRANE – ORCUTT hội tụ sau 4 bước lặp (***Convergence achieved after 4 iterations***)

Ước lượng điểm hệ số tự tương quan bậc 1 $\hat{\rho} = 0{,}682252$

h/ PRF: E(QA/PA$_i$) = $\beta_1 + \beta_2 * PA_i + \beta_3 * QA_{i-1}$ (5)

H$_0$: (5) không có tự tương quan bậc 1

H$_1$: (5) có tự tương quan bậc 1

Ta có:

Prob[F-statistic] = 0,2244029 > α = 0,05 → chấp nhận H$_0$ → (5) không có tự tương quan bậc 1.

(+) Các bước tiến hành kiểm định BREUSCH – GODFREY với (5):

Bước 1: Từ (5) → phần dư e_i

Bước 2: Từ e_i tạo ra e_{i-1} (biến trễ bậc 1 của e_i)

Bước 3: Hồi quy phụ:

$$e_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times QA_{i-1} + V_i \quad (6)$$

$$e_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times QA_{i-1} + m_4 \times e_{i-1} + V_i \quad (7)$$

Bước 4: Kiểm định cặp giả thuyết

H$_0$: (5) không có tự tương quan bậc 1

H$_1$: (5) có tự tương quan bậc 1

Tiêu chuẩn kiểm định 1:

$$F_{qs} = \frac{(R_7^2 - R_6^2)/1}{(1-R_7^2)/(23-4)}$$

Và miền bác bỏ H$_0$:

$$W_\alpha = \{F : F > F_{0,05}^{(1,23-4)}\}$$

Lưu ý: Tuy các quan sát bị thiếu do trễ của phần dư gây ra đã được gán bằng số 0 (chỉ trong kiểm định BREUSCH – GODFREY, phần mềm mới thực hiện điều này), nhưng mô hình (5) có sự xuất hiện của biến QA_{i-1} nên đã mất 1 quan sát từ trước. Do đó mô hình (5) chỉ có 23 quan sát.

Tiêu chuẩn kiểm định 2:

$$\chi_{qs}^2 = (23-1) \times R_7^2$$

Và miền bác bỏ H_0:

$$W_\alpha = \{\chi^2 : \chi^2 > \chi^2_{0,05}(1)\}$$

Theo lý thuyết thì trong công thức kiểm định này ta sử dụng $\chi^2_{qs} = (23-1)\times R_7^2$, nhưng trên thực tế thì kết quả được tính là $\chi^2_{qs} = 23\times R_7^2$

Chương VIII

Bài tập 8.1

a/ Hàm hồi quy tổng thể:

PRF: E(QA/PA$_i$) = $\beta_1 + \beta_2 * PA_i$ (1)

(+) Kiểm định dạng hàm hồi quy, sự thiếu biến của mô hình (1) – Kiểm định Ramsey Reset:

Bước 1: Từ (1) → phần dư e_i và giá trị ước lượng của biến phụ thuộc $\widehat{QA_i}$

Bước 2: Từ $\widehat{QA_i}$ tạo ra $\widehat{QA_i}^2$, $\widehat{QA_i}^3$,… (p biến)

Bước 3: Hồi quy phụ:

$$QA_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times \widehat{QA_i}^2 + m_4 \times \widehat{QA_i}^3 + ... + V_i \qquad (2)$$

$$e_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times \widehat{QA_i}^2 + m_4 \times \widehat{QA_i}^3 + ... + V_i \qquad (3)$$

Bước 4: Kiểm định cặp giả thuyết

H$_0$: (1) có dạng hàm đúng / không thiếu biến giải thích

H$_1$: (1) có dạng hàm sai / có thiếu biến giải thích

Tiêu chuẩn kiểm định 1:

$$F_{qs} = \frac{(R_2^2 - R_1^2)/p}{(1 - R_2^2)/(24 - p - 2)}$$

Miền bác bỏ H$_0$:

$$W_\alpha = \{F : F > F_\alpha^{(p,24-p-2)}\}$$

Tiêu chuẩn kiểm đinh 2:

$$\chi_{qs}^2 = 24 \times R_3^2$$

Và miền bác bỏ H$_0$:

$$W_\alpha = \{\chi^2 : \chi^2 > \chi_\alpha^2(p)\}$$

b/ Hồi quy phụ:

$$QA_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times \widehat{QA_i}^2 + V_i \qquad (2)$$

Kiểm định:

H$_0$: (1) có dạng hàm đúng / không thiếu biến giải thích

H$_1$: (1) có dạng hàm sai / có thiếu biến giải thích

Prob[F-statistic] = 0,013685 < α = 0,05 → bác bỏ H_0 → Mô hình (1) có dạng sai

c/ Hồi quy phụ:

$$e_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times \widehat{QA_i}^{\,2} + V_i \qquad (3)$$

(3) dùng để kiểm tra dạng hàm đúng/sai cho (1):

Kiểm định:

H_0: (1) có dạng hàm đúng / không thiếu biến giải thích

H_1: (1) có dạng hàm sai / có thiếu biến giải thích

$\chi^2_{qs} = 24 \times R^2_3 = 24 \times 0{,}256389 = \mathbf{6{,}1533}$

Và miền bác bỏ H_0:

$$W_\alpha = \{\chi^2 : \chi^2 > \chi^2_{0,05}(1)\} = \{\chi^2 : \chi^2 > 3{,}84146\}$$

$\chi^2_{qs} \in W_\alpha$ → bác bỏ H_0 → Mô hình (1) có dạng sai

d/ Mô hình gốc:

$$QA_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times PB_i + V_i \qquad (4)$$

(+) Mô hình phụ với kiểm định RAMSEY thứ nhất:

$$QA_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times PB_i + m_4 \times \widehat{QA_i}^{\,2} + V_i \qquad (5)$$

Kiểm định:

H_0: (4) có dạng hàm đúng / không thiếu biến giải thích

H_1: (4) có dạng hàm sai / có thiếu biến giải thích

Prob[F-statistic] = 0,097342 > α = 0,05 → chấp nhận H_0

(+) Mô hình phụ với kiểm định RAMSEY thứ hai:

$$QA_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times \widehat{QA_i}^{\,2} + m_4 \times \widehat{QA_i}^{\,3} + V_i \qquad (6)$$

Kiểm định:

H_0: (4) có dạng hàm đúng / không thiếu biến giải thích

H_1: (4) có dạng hàm sai / có thiếu biến giải thích

Prob[F-statistic] = 0,200905 > α = 0,05 → chấp nhận H_0 → mô hình (4) có dạng đúng/không thiếu biến giải thích

e/ Hồi quy phụ:

$$e_i = m_1 + m_2 \times PA_i + m_3 \times PB_i + m_4 \times \widehat{QA_i}^{\,2} + V_i \qquad (7)$$

Kiểm định:

H_0: (4) có dạng hàm đúng / không thiếu biến giải thích

H_1: (4) có dạng hàm sai / có thiếu biến giải thích

$\chi^2_{qs} = 24 \times R^2_7 = 24 \times 0{,}088 = \mathbf{2{,}112}$

Và miền bác bỏ H_0:

$$W_\alpha = \{\chi^2 : \chi^2 > \chi^2_{0,05}(1)\} = \{\chi^2 : \chi^2 > 3{,}84146\}$$

$\chi^2_{qs} \notin W_\alpha$ → chấp nhận H_0 → Mô hình (4) có dạng đúng/không thiếu biến giải thích

Bài tập 8.2

Học viên tự làm dựa trên các nội dung đã được học.