CÂU HỎI PHÂN TÍCH:
Chương I. Hàm hồi qui đơn

1. Kết quả ước lượng được có phù hợp với lí thuyết kinh tế hay không?

Khi thu nhập tăng thì nhu cầu tăng. Mô hình phù hợp với lí thuyết kinh tế.

2. Cho biết ý nghĩa của $\hat{\beta}_0$ và $\hat{\beta}_1$

$\hat{\beta}_1$ =0,5716 > 0 thu nhập tăng 1 đơn vị thì nhu cầu (trung bình) tăng 0,5716 đơn vị.

$\hat{\beta}_0$ không phải lúc nào cũng có ý nghĩa.

3. Khi thu nhập tăng 10.000 đồng (10 đơn vị) thì nhu cầu (trung bình) tăng ít nhất bao nhiêu.
- Theo yêu cầu của bài toán ta phải tìm khoảng tin cậy tối thiểu với độ tin cậy $(1 - \alpha) = 0,95$ cho tham số β_1. Khoảng tin cậy đó là:

$\beta_1 \geq \hat{\beta}_1 - t_{\alpha}^{n-k}.Se(\hat{\beta}_1)$

$\beta_1 \geq 0,4635$

Khi thu nhập tăng 10.000 đồng/tháng thì nhu cầu (trung bình) tăng ít nhất 0,4635 lít/tháng.

4. Hãy ước lượng mức tăng nhu cầu về bia bằng khoảng tin cậy 95% khi thu nhập tăng 100.000 đồng (10 đơn vị).
- Theo yêu cầu bài toán ta phải tìm khoảng tin cậy hai phía với độ tin cậy $(1-\alpha)=0,95$ cho tham số β_1. Khoảng tin cậy đó là:

$\hat{\beta}_1 - t_{\alpha/2}^{n-k}.Se(\hat{\beta}_1) < \beta_1 < \hat{\beta}_1 + t_{\alpha/2}^{n-k}.Se(\hat{\beta}_1)$

$0,43762 < \beta_1 < 0,70558$

Khi thu nhập tăng 100.000 đồng/tháng (10 đơn vị) thì nhu cầu (trung bình) tăng trong khoảng (4,3762 - 7,0558).

5. Có ý kiến cho rằng thu nhập không ảnh hưởng đến nhu cầu bia. Theo bạn điều đó có đúng không? Tại sao?
- Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:

H_0: $(\beta_1 = 0)$

H_1: $(\beta_1 \neq 0)$

Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{\, t = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{Se(\hat{\beta}_1)}; |t| > t_{\alpha/2}^{n-k} \,\}$$

$t_{qs} = 9,8382$

$t_{\alpha/2}^{n-k} = 2,306$

$|t_{qs}| > t_{\alpha/2}^{n-k} \in W\alpha$ bác bỏ H_0. Ý kiến thu nhập không ảnh hưởng đến nhu cầu là sai.

6. Có thể cho rằng khi thu nhập tăng 1 đơn vị thì nhu cầu tăng 0,6 đơn vị đúng không?
- Theo yêu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:

H_0: $(\beta_1 = 0,6)$

H_1: $(\beta_1 \neq 0,6)$

Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{\, t = \frac{\hat{\beta}_1 - 0,6}{Se(\hat{\beta}_1)}; |t| > t_{\alpha/2}^{n-k} \,\}$$

$t_{qs} = 0{,}4888$

$t^{n-k}_{\alpha/2} = 2{,}306$

$|t_{qs}| < t^{n-k}_{\alpha/2} \in W\alpha$ chưa có cơ sở bác bỏ H_0. Có thể nói rằng khi thu nhập tăng 1 đơn vị thì nhu cầu tăng 0,6 đơn vị.

7. Thu nhập tăng có làm nhu cầu về bia tăng thực sự không?
- Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:
H_0: $(\beta_1 = 0)$
H_1: $(\beta_1 > 0)$
Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{\, t = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{Se(\hat{\beta}_1)}; t > t^{n-k}_{\alpha} \,\}$$

Xét giá trị tqs với $t^{n-k}_{\alpha/2}$ để kết luận có thuộc miền bác bỏ hay không. Đưa ra kết luận ảnh hưởng của tham số β1.

8. Khi thu nhập tăng 1 đơn vị thì nhu cầu tăng tối đa là 0,6 đơn vị.
- Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:
H_0: $(\beta_1 \le 0{,}6)$
H_1: $(\beta_1 > 0{,}6)$
Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{\, t = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{Se(\hat{\beta}_1)}; t > t^{n-k}_{\alpha} \,\}$$

Xét giá trị tqs với $t^{n-k}_{\alpha/2}$ để kết luận có thuộc miền bác bỏ hay không. Đưa ra kết luận ảnh hưởng của tham số β1.

9. Thu nhập tăng 1 đơn vị thì nhu cầu tăng dưới 0,6 đơn vị.
- Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:
H_0: $(\beta_1 \ge 0{,}6)$
H_1: $(\beta_1 < 0{,}6)$
Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{\, t = \frac{\hat{\beta}_1 - 0}{Se(\hat{\beta}_1)}; t > t^{n-k}_{\alpha} \,\}$$

Xét giá trị tqs với $t^{n-k}_{\alpha/2}$ để kết luận có thuộc miền bác bỏ hay không. Đưa ra kết luận ảnh hưởng của tham số β1.

10. Có ý kiến cho rằng mô hình đưa ra để phân tích nhu cầu về bia là không có ý nghĩa. Theo bạn điều đó có đúng không. Ngoài yếu tố thu nhập, còn có yếu tố nào ảnh hưởng đến nhu cầu về bia nữa không? Hãy cho ví dụ.
- Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:
H_0: $(R^2 = 0)$
H_1: $(R^2 \neq 0)$
Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{\, f = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)}; f > f^{(k-1,n-k)}_{\alpha} \,\}$$

$R^2 = 92,37$ ($R^2 = 1$ - RSS/TSS) ($R^2 = \dfrac{f.(k-1)}{[f.(k-1)+(n-k)]}$)

$f_{qs} = 96,85$

$f_{\alpha}^{(k-1,n-k)} = 5,32$

$f_{qs} > f_{\alpha}^{(k-1,n-k)} \in W\alpha$ bác bỏ H_0. Ý kiến đưa ra là sai. Mô hình có ý nghĩa. Trong mô hình trên, yếu tố giải thích là thu nhập giải thích được 92,37% sự biến động của nhu cầu, còn 7,63% sự biến động của nhu cầu là do sai số ngẫu nhiên và các yếu tố khác chưa đưa vào mô hình.

11. Hãy dự báo (ước lượng) nhu cầu trung bình về bia khi thu nhập là 1 triệu đồng bằng khoảng tin cậy 95%.

- Theo yêu cầu bài toán ta phải tìm khoảng tin cậy hai phía với độ tin cậy $(1-\alpha) = 0,95$ cho $E(Y/X_0=100)$. Khoảng tin cậy đó là:

$$\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2}^{n-k}.Se(\hat{Y}_0) < E(Y/X=150) < \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2}^{n-k}.Se(\hat{Y}_0)$$

$$\overline{X} = \frac{\overline{Y} - \hat{\beta}_0}{\hat{\beta}_1}$$

$$Se(\hat{Y}_0) = \sqrt{\hat{\sigma}^2\left(\frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \overline{X})^2}{\Sigma(X_i - \overline{X})^2}\right.}$$

$$\Sigma(X_i - \overline{X})^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{Se^2(\hat{\beta}_1)}$$

$41,9309 < E(Y/X=150)\ 58,2325$

**** Dự báo giá trị cá biệt bằng khoảng tin cậy:***

$$\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2}^{n-k}.Se(Y_0) < Y_0 < \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2}^{n-k}.Se(Y_0)$$

$$Se(\hat{Y}_0) = \sqrt{\hat{\sigma}^2\left(1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \overline{X})^2}{\Sigma(X_i - \overline{X})^2}\right.}$$

A. Kiểm định hiện tượng tự tương quan (Cov(Ui, Ui') = 0 $\forall$ i $\neq$ i').

H_0: (Mô hình gốc không có hiện tượng tự tương quan)

H_1: (Mô hình gốc có hiện tượng tự tương quan)

- Tiêu chuẩn χ^2

$W\alpha = \{\chi^2 = ... ; \chi^2 > \chi_{\alpha}^{2\,(1)}\}$

Cách 1: tính χ^2_{qs} xét χ^2_{qs} có thuộc miền bác bỏ hay không. Kết luận về hiện tượng tự tương quan của mô hình.

Cách 2: Xem P-value (Probability) > α chưa có cơ sở bác bỏ H_0. P-value < α bác bỏ H_0.

- Tiêu chuẩn F

$W\alpha = \{f = ... ; f > f_{\alpha}^{(k-1,n-k-1)}\}$

Cách 1: tính f_{qs} xét f_{qs} có thuộc miền bác bỏ hay không. Kết luận về hiện tượng tự tương quan của mô hình.

Cách 2: Xem P-value.

- Mô hình tự tương quan bậc 1:

$U_t = \rho.U_{t-1} + \Sigma_t$ (AR1)

ρ: hệ số tự tương quan

$$\rho = \frac{Cov(U_t, U_{t-1})}{\sqrt{Var(U_t)}.\sqrt{Var(U_{t-1})}} = \frac{Cov(U_t, U_{t-1})}{Var(U_t)}$$

- Mô hình tự tương quan bậc 2

$U_t = \rho_1.U_{t-1} + \rho_2.U_{t-2} + \Sigma_t$ (AR1)

- Tiêu chuẩn Durbin-Watson

Xét mô hình AR1

$$\hat{\rho} = \frac{\Sigma e_t e_{t-1}}{\Sigma e_i^2}$$

$\rho = 1 \rightarrow$ mô hình có hiện tượng tự tương quan hoàn hảo dương $\rightarrow \hat{\rho} \approx 1 \Rightarrow d \approx 0 \rightarrow$ có hiện tượng tương quan dương.

$\rho = -1 \rightarrow$ mô hình có hiện tượng tự tương quan hoàn hảo âm $\hat{\rho} \approx -1 \Rightarrow d \approx 4$ có hiện tượng tương quan âm.

$\rho = 0$ mô hình không có hiện tượng tự tương quan $\hat{\rho} \approx 0 \Rightarrow d \approx 2$ không có hiện tượng tương quan.

$k' = k - 1$ $\Rightarrow$ tra bảng d_l và d_u.

n

$(0, d_l)$: Tự tương quan dương:

(d_l, d_u) hoặc (d_u, d_l): không kết luận được.

$((d_u, 2)$ hoặc $(2, d_u)$: không có hiện tượng tự tương quan.

- Mô hình có biến trễ thì không dùng D-W thường mà phải dùng D-W h.

Mô hình gốc: $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + ... \beta_{k-1}X_{k-1,t} + \alpha.Y_t + U_t$ (gốc)

OLS (gốc): được d, OLS (gốc): được d, $\hat{\alpha}$, Se($\hat{\alpha}$)

Miền bác bỏ là: $W\alpha = \{ h = (1 - \frac{d}{2}).\sqrt{\frac{n}{(1-n).Var(\hat{\alpha})}}, |h| > U^2_{\alpha/2} \}$

- Kiểm định mục A

$e_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + ... \beta_{k-1}X_{k-1,t} + \rho.e_{t-1} + U_t$ (1)

$e_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + ... \beta_{k-1}X_{k-1,t} + U_t$ (2)

OLS(1): R_1^2, RSS_1 OLS(2): R_1^2, RSS_2

H_0: (Mô hình gốc không có hiện tượng tự tương quan)

H_1: (Mô hình gốc có hiện tượng tự tương quan)

- Tiêu chuẩn χ^2

$W\alpha = \{\chi^2 = (n-1). R_1^2; \chi^2 > \chi_\alpha^{2\,(1)})$

- Tiêu chuẩn F

$$W\alpha = \{ f = \frac{(RSS_2 - RSS_1)/1}{RSS_1/(n-k-1)}; f > f_\alpha^{(1,n-k-1)} \}$$

Cách chữa:

1. Phương pháp sai phân tổng quát:

$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + ... + \beta_{k-1}X_{k-1,t} + U_t$ (1)

$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t-1} + ... + \beta_{k-1}X_{k-1,t-1} + U_{t-1}$ (2)

Mô hình 1 đúng thì mô hình 2 đúng.

$U_t = \rho.U_{t-1} + \Sigma_t$

Nhân (2) với ρ rồi trừ đi (1)

$Y_t - \rho.Y_{t-1} = \beta_0(1-\rho) + \beta_1(X_{1t} - \rho X_{1t-1}) + \ldots + \beta_{k-1}(X_{k-1,t} - \rho X_{k-1,t-1}) + U_t + \rho U_{t-1}$

$U_t^* = U_t + \rho U_{t-1}$

$Y_t^* = \beta_0^* + \beta_1^* X_{1t}^* + \ldots + \beta_{k-1}^* X_{k-1,t}^* + U_t^*$ (*)

OLS (*) → $\hat{\beta}_0^*, \hat{\beta}_1^*, \ldots, \hat{\beta}_{k-1}^*$

$\hat{\beta}_0 = \frac{\hat{\beta}_0^*}{(1-\rho)}$; $\hat{\beta}_j = \hat{\beta}_j^*$

$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \ldots + \hat{\beta}_{k-1} X_{k-1}$

2. Phương pháp Cochrane-Orcut (C-O)

$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + U_t$ (gốc)

OLS (gốc) → e_t. Xây dựng mô hình $e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t$ (E1)

Bước 1: OLS (E1) → $\hat{\rho}$. Sử dụng $\hat{\rho}$ áp dụng phương pháp sai phân cấp 1 tổng quát (ρ được thay bằng $\hat{\rho}$)

⇒ phương trình sai phân cấp 1 tổng quát:

$Y_t - \hat{\rho}.Y_{t-1} = \beta_0(1-\hat{\rho}) + \beta_1(X_{1t} - \hat{\rho} X_{1,t-1}) + \beta_2(X_{2t} - \hat{\rho} X_{2,t-1}) + \varepsilon_t$ ($C\text{-}O_1$)

OLS ($C\text{-}O_1$) → $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{Y}$

Bước 2:

OLS($C\text{-}O_2$) → e_t^2 ⇒ mô hình $e_t^2 = \rho e_{t-1}^2 + \varepsilon_t$ (E2)

OLS(E2) → $\hat{\hat{\rho}}$. Sử dụng $\hat{\hat{\rho}}$ để xây dựng mô hình sai phân cấp 1 tổng quát ($C\text{-}O_2$)

OLS ($C\text{-}O_2$) → $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{Y}$

Tiếp tục bước lặp như trên đến khi $\hat{\rho}$ bước sau so với $\hat{\rho}$ ở bước trước chênh lệch không đáng kể (<1/1000).

B. Kiểm định dạng hàm hồi qui ($E(U_i) = 0\ \forall\ i$)

H_0: (Dạng hàm hồi qui đúng)

H_1: (Dạng hàm hồi qui sai)

Sử dụng tiêu chuẩn χ^2, f (P-value của χ^2, f) để kiểm định.

- Phát hiện biến X_j có thích hợp với mô hình hay không, kiểm định H_0: ($\beta_j = 0$) H_1: ($\beta_j \neq 0$)
- Kiểm định sự thu hẹp của hàm hồi qui: H_0: (Mô hình ít biến đúng) H_1: (Mô hình nhiều biến đúng)

- Kiểm định mục B

+ Tiêu chuẩn χ^2

OLS ($Y/X_1, X_2, \ldots, X_{k-1}$) → $\hat{Y}$ → $\hat{Y}^2, \hat{Y}^3, \ldots, \hat{Y}^m$, e (1)

Xét mô hình e/ $X_1, X_2, \ldots, X_{k-1}, \hat{Y}^2, \hat{Y}^3, \ldots, \hat{Y}^m$

$e_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \ldots \beta_1 X_{k-1,i} + \alpha_2 \hat{Y}_i^2 + \alpha_3 \hat{Y}_i^3 + \ldots \alpha_m \hat{Y}_i^m + U_i$ (2)

H_0: (Mô hình 1 đúng)

H_1: (Mô hình 1 sai)

OLS (2) R_2^2

$W\alpha = \{\chi^2 = n.\ R_2^2;\ \chi^2 > \chi_\alpha^{2\,(m-1)}\}$

+ Tiêu chuẩn F

($Y/X_1, X_2, \ldots, X_{k-1}, \hat{Y}^2$) $\hat{Y}$

$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \ldots \beta_1 X_{k-1,i} + \beta_k \hat{Y}_i^2 + U_i$ (3)

H_0: (Mô hình gốc đúng)

H_1: (Mô hình gốc sai)

$$W_\alpha = \{ f = \frac{(R_3^2 - R_1^2)/1}{(1-R_3^2)/(n-k-1)} ; f > f_\alpha^{(1,n-k-1)} \}$$

C. Kiểm định tính chuẩn của sai số ngẫu nhiên (U_i phân bố chuẩn)

H_0: (U_i phân bố chuẩn)

H_1: (U_i không phân bố chuẩn)

- Tiêu chuẩn χ^2

$W\alpha = \{\chi^2 = \ldots ; \chi^2 > \chi_\alpha^{2\,(2)})$

OLS (gốc) → ei. Tính S - hệ số đối xứng của e, K - hệ số nhọn của e

$$W\alpha = \{\chi^2 = TB = \text{Taque Berra} = n\left[\frac{S^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24}\right] ; \chi^2 > \chi_\alpha^{2\,(1)})$$

D. Kiểm định phương sai sai số thay đổi.

H_0: (Mô hình có phương sai sai số không đổi)

H_1: (Mô hình có phương sai sai số thay đổi)

Sử dụng tiêu chuẩn χ^2, f (P-value của χ^2, f) để kiểm định.

a. Kiểm định Park

$Var(U_i) = \sigma_i^2 = a.X_{ji}^b$

Sử dụng e_i^2 thay cho σ_i^2

$e_i^2 = a.X_{ji}^b.e^{vi}$

$\ln e_i^2 = \ln a + b.\ln X_{ji} + V_i$

$= \alpha_0 + \alpha_1 . \ln X_{ji} + V_i$ (P)

H_0: (Mô hình có phương sai sai số không đổi) ≡ (Mô hình P không có ý nghĩa)

H_1: (Mô hình có phương sai sai số thay đổi) ≡ (Mô hình P có ý nghĩa)

b. Kiểm định Gleizer

$|e_i| = \alpha_0 + \alpha_1 . X_{ji} + V_i$

$$|e_i| = \alpha_0 + \alpha_1 . \frac{1}{X_{ji}} + V_i$$

$$|e_i| = \alpha_0 + \alpha_1 . \sqrt{X_{ji}} + V_i$$

$$|e_i| = \alpha_0 + \alpha_1 . \frac{1}{\sqrt{X_{ji}}} + V_i$$

Kiểm định White

$$e_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{1i} X_{2i} + \alpha_4 X_{1i}^2 + \alpha_5 X_{2i}^2 + V_i \quad \text{(W)}$$

OLS (W) R_w^2

$W\alpha = \{\chi^2 = n.\ R_w^2 ; \chi^2 > \chi_\alpha^{2\,(k_w-1)})$

Kiểm định mục D

$e_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1.\hat{Y}_i^2 + V_i$ (D)

OLS(D) R_D^2, $\hat{\alpha}_1$, $Se(\hat{\alpha}_1)$

- Tiêu chuẩn χ^2

$W\alpha = \{\chi^2 = n.\ R_D^2;\ \chi^2 > \chi_\alpha^{2\,(1)}\}$

- Tiêu chuẩn F

$$W\alpha = \{\ f = \left[\frac{\hat{\alpha}_1}{Se(\hat{\alpha}_1)}\right]^2; f > f(1, n-2)\ \}$$

Cách chữa:

- Đã biết σ_i^2. Chia mô hình gốc cho σ_i^2.
- Chưa biết σ_i^2:

+ $Var(U_i) = \sigma_i^2 = \sigma^2.X_{ji}^\alpha$. Chia mô hình gốc cho $\sqrt{X_{ji}^\alpha}$

+ OLS (Mh gốc) $\hat{Y}_i$. Chi mô hình gốc cho $\hat{Y}_i$.

+ Logarit hóa mô hình gốc.

Đa cộng tuyến

Sử dụng hàm hồi qui phụ:

$Yi = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \ldots \beta_{k-1} X_{k-1,i} + U_i$

Nghi ngờ tồn tại đa cộng tuyến giữa X_1, X_2, $X_3 \Rightarrow$ xét mô hình hồi qui:

$X1i = \alpha_0 + \alpha_1 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + U_i$ (*)

H_0: (Mô hình gốc không có hiện tượng đa cộng tuyến) ≡ (Mô hình hồi qui phụ không có ý nghĩa) ≡ ($R_*^2 = 0$)

H_1: (Mô hình gốc có hiện tượng đa cộng tuyến) ≡ (Mô hình hồi qui phụ có ý nghĩa) ≡ ($R_*^2 \neq 0$)

Miền bác bỏ:

$$W_\alpha = \{\ f = \frac{R_*^2 / (k_* - 1)}{(1 - R_*^2)/(n - k_*)}; f > f_\alpha^{(k_* - 1, n - k_*)}\ \}$$

Chương II. Hàm hồi qui bội

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{(n-k)} = \frac{\Sigma e_i^2}{(n-k)}$$

Kiểm định hai tham số:

- Khi thu nhậpvà giá cùng tăng một đơn vị thì nhu cầu không đổi.

H_0: ($\beta_1 + \beta_2 = 0$) dấu + vì β_1 và β_2 trái dấu.

H_1: ($\beta_1 + \beta_2 \neq 0$)

Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{\ t = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 - 0}{Se(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2)}; t > t_\alpha^{n-k}\ \}$$

$$Se(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2) = \sqrt{Se^2(\hat{\beta}_1) + Se^2(\hat{\beta}_2) + 2Cov(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2)}$$

- Khi giá hàng hóa đó và giá hàng hóa thay thế cùng tăng một lượng cầu như nhau thì giá hàng hóa đó tác động đến nhu cầu mạnh hơn giá hàng hóa thay thế.

H_0: $(\beta_2 + \beta_3 = 0)$ dấu + vì β_2 và β_3 trái dấu.

H_1: $(\beta_2 + \beta_3 \neq 0)$

- Khi thu nhập và giá cùng tăng 1 đơn vị thì nhu cầu vẫn tăng nửa đơn vị.

H_0: $(\beta_1 + \beta_2 = 0{,}5)$ dấu + vì β_2 và β_3 trái dấu.

H_1: $(\beta_1 + \beta_2 \neq 0{,}5)$

Đánh giá mô hình

- Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:

H_0: $(R^2 = 0) \equiv (\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_{k-1} = 0)$

H_1: $(R^2 \neq 0) \equiv$ (tồn tại ít nhất 1 $\beta_j \neq 0$)

Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{ f = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)}; f > f_\alpha^{(k-1,n-k)} \}$$

Kiểm định sự thu hẹp của hàm hồi qui:

H_0: (Mô hình ít biến đúng)

H_1: (Mô hình nhiều biến đúng)

a. Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{ f = \frac{(R_1^2 - R_2^2)/m}{(1-R_1^2)/(n-k)}; f > f_\alpha^{(m,n-k)} \}$$

$$W_\alpha = \{ f = \frac{(R_{nb}^2 - R_{ib}^2)/m}{(1-R_{nb}^2)/(n-k)}; f > f_\alpha^{(m,n-k)} \}$$

b. Miền bác bỏ là:

$$W_\alpha = \{ f = \frac{(RSS_2 - RSS_1)/m}{RSS_1/(n-k)}; f > f_\alpha^{(m,n-k)} \}$$

$$W_\alpha = \{ f = \frac{(RSS_{ib} - RSS_{nb})/m}{RSS_{nb}/(n-k)}; f > f_\alpha^{(m,n-k)} \}$$

Dự báo:

a. Ước lượng điểm

$$\hat{Y}_0 = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1^0 + \hat{\beta}_1 X_2^0 + \ldots + \hat{\beta}_{k-1} X_{k-1}^0$$

b. Ước lượng khoảng

$$\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2}^{n-k}.Se(\hat{Y}_0) < E(Y/X_1^0,\ X_2^0,\ldots,X_{k-1}^0) < \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2}^{n-k}.Se(\hat{Y}_0)$$

$$Se(\hat{Y}_0) = \sqrt{Var(\hat{Y}_0 / X^0)}$$

$$\sqrt{Var(\hat{Y}_0 / X^0)} = X^0.\hat{\sigma}^2 (X'.X)^{-1}.X^0 = X^0.Cov(\hat{\beta}).X^0$$

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

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

BÀI TẬP KINH TẾ LƯỢNG

Bài 1

Câu 1. Khi nghiên cứu tiết kiệm S phụ thuộc thu nhập M và thời gian T tại một quốc gia người ta đã thông kê 18 năm (1946-1963)

Cho kết quả hồi qui (I).

Ordinary least squares estimation

Dependent variable is S 18 observations used for estimation from 46 to 63

****

Regressor	Coefficient	Standard error	T-Ratio	[Prob]
Inpt	- 2.2671	.27378	-8.2807	[.000]
M	.30459	.040807	7.4642	[.000]
T	-.18476	.039961	-4.6236	[.000]

****

F-statistic F(2,15) 215.7763 [.000] DW-statistic 1.6510

****

A. Serial Correlation	Chi-sq(1) = .27236 [.602]	F(1,14) = .21509 [.650]
B. Function Form	Chi-sq(1) = .96616	F(1,14) = .79408
C. Normality	Chi-sq(2) = 1.1466 [.564]	Not applicable
D. Heterosedasticity	Chi-sq(1) = 2.3391 [.126]	F(1,16) = 2.3898 [.142]

1. Viết hàm hòi qui tổng thể và hồi qui mẫu.
2. Giải thích cách tính giá trị thống kê Chi-sq trong mục D của bảng Diagnostic tests. Kết luận gì từ kết quả này.
3. Có người cho rằng chỉ thu nhập và xu thế thời gian thì không đủ giải thích cho tiết kiệm, vì vậy mô hình trên thiếu biến. Hãy kiểm tra ý kiến này.
4. Theo kết quả trên nếu trong năm t người ta cho rằng thu nhập cao hơn dự định 100 đơn vị thì mức tăng tiết kiệm tối đa hi vọng là bao nhiêu.
5. Nếu năm t+1 thu nhập tăng 1 đơn vị so với năm t thì mức thay đổi tiết kiệm (trung bình) hi vọng là bao nhiêu.
6. Có người cho rằng chính thu nhập M cũng phụ thuộc thời gia T và tiến hành hai hồi qui:

+ $M_t = a + bT + v_t$ nhận được $R^2 = .09623$ (a)

+ $\ln M_t = a + bT + v_t$ nhận được $R^2 = .4213$ (b)

Từ mỗi kết quả hồi qui này có thể kết luận mô hình (1) có đa cộng tuyến hay không?

Câu 2. Với các biên I là đầu tư tư nhân, Y thu nhập quốc dân, R lãi suất trung bình tiền gửi kì hạn 3 tháng của một quốc gia. Người ta có kết quả ước lượng OLS của mô hình sau:

lnI = - 1.9249 + 0.98339lnY - 0.12708lnR

Se 1.3977 .02991 .06068

R-square = .99274; 32 observations uses for estimations from 1959 to 1990

Với mọi giả thiết của OLS được thỏa mãn:

1. Kết quả ước lượng mô hình này có chấp nhận được hay không? (cả về mặt thống kê và ý nghĩa kinh tế).
2. Hãy ước lượng mức tăng đầu tư tư nhân tối đa khi lãi suất tiền gửi kì hạn 3 tháng giảm 1%.
3. Thời kì trước 1959 người ta thấy khi tăng thu nhập 1% thì đầu tư tư nhân tăng 1%, phải chăng thời kì 1959 - 1990 quan hệ này đã khác trước.

Chọn $\alpha = 5\%$ cho mọi kiểm định và ước lượng.

Câu 1.

1. Hàm hồi qui tổng thể: E(Y/M, T) = $Y_i = \beta_0 + \beta_1 M_i + \beta_2 T_i + U_i$

Hàm hồi qui mẫu: $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 M_i + \hat{\beta}_2 T_i$ (1)

2. Giá trị Chi-sq trong mục D của bảng Diagnostic (kiểm định mục D)
Giá trị này được thực hiện để kiểm định giả thiết
H0 = (Mô hình gốc có psss không đổi)
H1 = (Mô hình gốc có psss thay đổi)
Miền bác bỏ

$W\alpha = \{\chi^2 = n.\ R_D^2, \chi^2 > \chi_\alpha^2(1)\ \}$ (*)

Giá trị Chi-sq được tính từ công thức (*).

$\chi_{qs}^2 = 2{,}3391$

$\chi_\alpha^2(1) = \chi_{0,05}^2(1) = 3{,}841$

$\chi_{qs}^2 < \chi_\alpha^2(1) \notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.

Kết luận: Mô hình gốc có psss không đổi.

Cách 2: Vì P-value = 0,126 > α = 0,05. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.

* Theo tiêu chuẩn F

$$W\alpha = \{f = \left(\frac{\hat{\alpha}_1}{Se(\hat{\alpha}_1)}\right)^2, f > f_\alpha^{(1,n-2)}\}$$

$f_{qs} = 2{,}3898$

$f_\alpha^{(1,n-2)} = 4{,}49$

$f_{qs} < f_\alpha^{(1,n-2)} \notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.

+ P-value = 0,142 > α = 0,05. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.

Kết luận: Mô hình có psss không đổi.

3. Kiểm định mục B

Theo yêu cầu của bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:

H_0: (dạng mô hình đúng)

H_1: (dạng mô hình sai)

Miền bác bỏ là:

$W\alpha = \{\chi^2 = n.\ R_B^2, \chi^2 > \chi_\alpha^2(m-1)\ \}$ (*) (m=2)

$\chi_{qs}^2 = 0{,}96616$

$\chi_\alpha^2(1) = \chi_{0,05}^2(1) = 3{,}841$

$\chi_{qs}^2 < \chi_\alpha^2(1) \notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.

hoặc

$$W\alpha = \{f = \frac{(R_B^2 - R_1^2)/1}{(1-R_B^2)/(n-k-1)}, f > f_\alpha^{(1,n-k-1)}\}$$

$f_{qs} = 0{,}79408$

$f_\alpha^{(1,n-k-1)} = f_{0,05}^{(1,14} = 4{,}6$

$f_{qs} < f_\alpha^{(1,n-k-1)} \notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.

Kết luận. Mô hình có dạng đúng.

4. Theo yêu cầu bài toán ta phải tìm khoảng tin cậy tối đa với độ tin cậy (1-α) cho tham số β_2.

Khoảng tin cậy đó là:

$\beta_j < \hat{\beta}_j + t_\alpha^{n-k}.Se(\hat{\beta}_j)$

$t_\alpha^{n-k} = t_{0,05}^{15} = 1{,}753$

$\beta_j < 0{,}30459 + 1{,}753 \text{ x } 0{,}040807 = 0{,}376125$

Kết luận: Nếu thu nhập cao hơn dự định 100 đơn vị thì mức tăng tiết kiệm tối đa là 37, 6125 đơn vị.
5. Theo yêu cầu bài toán ta phải tìm ước lượng điểm đối với mức thay đổi tiết kiệm (trung bình).
(Điều này có nghĩa là khi thu nhập tăng thêm một đơn vị và thời gian tăng thêm một đơn vị thì tiết kiệm tăng lên là bao nhiêu)
$S = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 0,30459 - 0,18476 = 0,11983$
Kết luận: Nếu năm t+1 thu nhập tăng 1 đơn vị so với năm t thì mức thay đổi tiết kiệm (trung bình) là 0,11983 đơn vị.
6. Theo giả thiết đã cho, chỉ có mô hình là mô hình tuyến tính và dùng để kiểm định mô hình gốc có hiện tượng đa cộng tuyến hay không.
Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:
H_0: (Mô hình gốc không có hiện tượng đa cộng tuyến) ≡ (Mô hình a không có ý nghĩa) ≡ ($R^2 = 0$)
H_1: (Mô hình gốc có hiện tượng đa cộng tuyến) ≡ (Mô hình a có ý nghĩa) ≡ ($R^2 \neq 0$)
Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{f = \frac{R_*^2/(k_* - 1)}{(1 - R_*^2)/(n - k_* - 1)}, f > f_\alpha^{(k_*-1, n-k_*)}\}$$

$$f_{qs} = \frac{R_*^2/(k_* - 1)}{(1 - R_*^2)/(n - k_* - 1)} = \frac{0,09623/(2-1)}{(1 - 0,09623)/(18 - 2 - 1)} = 1,59864$$

$$f_\alpha^{(k_*-1, n-k_*)} = f_{0,05}^{(1,15)} = 4,54$$

$f_{qs} < f_\alpha^{(k_*-1, n-k_*)} \notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.
Kết luận. Mô hình gốc không có hiện tượng đa cộng tuyến.
Câu 2.
Mô hình hồi qui: $I = e^{\beta_0}.Y^{\beta_1}.R^{\beta_2}.e^{ut}$
$\ln I = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_1 \ln R$
Hàm hồi qui mẫu:

$$\hat{I} = e^{\beta_0}.Y^{\beta_1}.R^{\beta_2}.e^{u_t}$$

$$\widehat{\ln I} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln Y + \hat{\beta}_2 \ln R$$

1. ý nghĩa của mô hình:
- Về mặt kinh tế:
$\hat{\beta}_1 > 0$ khi thu nhập quốc dân tăng thì đầu tư tăng.
$\hat{\beta}_2 < 0$ khi lãi suất tiền gửi tăng thì đầu tư giảm.
- Về mặt thống kê:
$\hat{\beta}_1$ tăng 1 đơn vị thì đầu tư tăng 0,98339 đơn vị.
$\hat{\beta}_2$ tăng 1 đơn vị thì đầu tư giảm 0,12708 đơn vị.
Mô hình ước lượng phù hợp với lí thuyết và thực tế.
2. Theo yêu cầu bài toán ta phải tìm khoảng ước lượng tối thiểu với độ tin cậy (1- α)=0,95 cho tham số β_2. Khoảng tin cậy đó là:
$\beta_j > \hat{\beta}_j - t_\alpha^{n-k}.Se(\hat{\beta}_j)$
$t_\alpha^{n-k} = t_{0,05}^{29} = 1,699$

$$t_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{-0,12708 - 0}{0,06068} = -2,0943$$

$\beta_j >$ -0,12708 - 1,699 x (-2,0943) = 3,4311
Kết luận: Khi lãi suất tiền gửi giảm 1% thì đầu tư tư nhân tăng tối đa là 3,4311%.
3. Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:

$H_0\ (\beta_1 = 1)$
$H_1\ (\beta_1 \neq 1)$
Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)}\ ;\ |t| > t^{n-k}_{\alpha/2}\ \}$$

$$t_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{0{,}98339 - 1}{0{,}02991} = -{,}5553$$

$$t^{n-k}_{\alpha/2} = t^{29}_{0{,}025} = 2{,}045$$

$|t_{qs}| < t^{n-k}_{\alpha/2}\ \notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.

Kết luận: Trong thời kì 1959-1990 khi thu nhập tăng 1% thì đầu tư tư nhân tăng 1%. Quan hệ này không thay đổi.

---o0o---

Bài 2

Cho kết quả hồi qui sau với Y là lượng xăng tiêu thụ ở một thị xã trong một tháng (nghìn lít), XM là số xe máy của thị xã (nghìn chiếc), PX là giá xăng (nghìn đồng/lít).

Cho $\alpha = 5\%$

[1] Ordinary least squares estimation

Dependent variable is Y 17 observations used for estimation from 99M10 to 2001M2

****

Regressor	Coefficient	Standard error	T-Ratio	[Prob]
Inpt	779.93	72.965	10.6891	[.000]
XM	8.9353		4.8588	[.003]
PX	-1.5901	2.9945	0.531	[.609]

****

R-square	.94585	F-statistic F(2,14) 1.6510	[.000]
R-bar-square	.93811	S.E of Regression	1.7311
Residual Sum of Squares	41.9519	Mean of Dependent Variable	14.6471
S.D of Dependent Variable	6.9582	Maximum of Log-likelihood	-31.8001
DW-statistic	1.86818		

****

Diagnostic tests

A. Serial Correlation	Chi-sq(1) = 1.1170 [.424]	F(1,13) = .5979 [.444]
B. Function Form	Chi-sq(1) = 1.0367 [.593]	F(1,13) = .7523 [.322]
C. Normality	Chi-sq(2) = .80266 [.669]	Not applicable
D. Heterosedasticity	Chi-sq(1) = .19458 [.659]	F(1,15) = .17367 [.683]

1. Nếu giá xăng là 5.400 đ/lít, hãy ước lượng điểm lượng tiêu thụ xăng trong một tháng của tất cả các nhu cầu khác ngoài ngoài nhu cầu cho xe máy.
2. Có ý kiến cho rằng vì xăng là hàng hóa thiết yếu đối với người có xe máy nên lượng tiêu thụ xăng không phụ thuộc vào giá xăng mà chỉ phụ thuộc vào lượng xe máy. Hãy nhận xét ý kiến này.
3. Nếu trong năm 2000 số xe máy hàng tháng tăng lên trung bình 100 chiếc thì lượng xăng cần cung ứng cho thị xã này phải tăng lên tối thiểu bao nhiêu để đáp ứng đủ?
4. Có ý kiến cho rằng nếu số xe máy giảm được 1000 chiếc thì lượng xăng cũng có thể giảm đi ít nhất là 10.000 lít. Hãy nhận xét ý kiến này.
5. Phải chăng lượng tiêu thụ xăng dao động không như nhau giữa các tháng?
6. Có ý kiến cho rằng nếu có phương tiện giao thông công cộng (xe buýt), người dân sẽ ít đi xe máy hơn, số xe buýt tăng thêm thì có thể giảm lượng tiêu thụ xăng đi. Hãy nêu cách phân tích để có thể đánh giá nhận xét đó nếu có số liệu về số xe buýt.

7. Nếu hồi qui mô hình có thêm biến giải thích XB là số xe buýt, gọi là mô hình [2] thì thu được hệ số xác định bằng .9823. Vậy có nên đưa biến đó vào không?
8. Hồi qui số xe máy theo số xe buýt có hệ số chặn thu được hệ số góc bằng -.0127 và độ lệch chuẩn tương ứng bằng .00232. Cho biết kết quả đó dùng để làm gì, kết luận gì về mô hình [2].

Mô hình hồi qui: $E(Y/XM, PX) = Yi = \beta_0 + \beta_1 XM_i + \beta_2 PX_i + U_i$
Hàm hồi qui mẫu (ước lượng) $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 XM_i + \hat{\beta}_2 PX_i$ (1)
1. Theo yêu cầu của bài toán ta phải tìm ước lượng điểm hàm hồi qui (1) với XM = 0, PX = 5,4.

$\hat{Y}_i = 779{,}93 + 8{,}9353.\ 0 - 1{,}5901 \times 5{,}4$

$\hat{Y}_i = 771{,}34346$

Kết luận: Ước lượng điểm lượng tiêu thụ xăng trong một tháng của cả các nhu cầu khác khi XM = 0, PX = 5,4 là 771,34346 (nghìn lít).
2. Theo yêu cầu của bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết
H_0 ($\beta_2 = 0$)
H_1 ($\beta_2 \neq 0$)
Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)};\ |t| > t^{n-k}_{\alpha/2}\}$$

$$t_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{-1{,}5901 - 0}{2{,}9945} = -{,}531$$

$$t^{n-k}_{\alpha/2} = t^{14}_{0,025} = 2{,}145$$

$|t_{qs}| < t^{n-k}_{\alpha/2}$ $\notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0. Nhận xét trên là đúng.

Cách 2. Vì P-value = 0,609 > α = 0,05. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0. Nhận xét trên là đúng.
3. Theo yêu cầu bài toán ta phải tìm khoảng tin cậy tối thiểu với độ tin cậy (1- α) = 0,95 cho tham số β_1. Khoảng tin cậy đó là:

$\beta_j > \hat{\beta}_j$ - $t^{n-k}_{\alpha}.Se(\hat{\beta}_j)$

$t^{n-k}_{\alpha} = t^{14}_{0,05} = 1{,}761$

$$t_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{8{,}9353 - 0}{Se(\hat{\beta}_j)} = 4{,}8588 \qquad Se(\hat{\beta}_j) = 1{,}838993$$

$\beta_j > 8{,}9353 + 1{,}761 \times 1{,}838993 = 5{,}6987$
Kết luận: Khi lượng xe máy tăng thêm một đơn vị thì lượng xăng (trung bình) tăng ít nhất là 5,6987 đơn vị
Theo giả thiết bài toán, khi lượng xe máy tăng thêm 0,1 đơn vị thì lượng xăng tăng ít nhất là 0,56987 đơn vị.
4. Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết
H_0 ($\beta_2 \leq -10$)
H_1 ($\beta_2 > -10$)
Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)};\ t > t^{n-k}_{\alpha}\}$$

$$t_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{-1{,}5901 - (-10)}{2{,}9945} = 2{,}80844$$

$t_{\alpha}^{n-k} = t_{0,05}^{14} = 1,761$

$t_{qs} > t_{\alpha}^{n-k} \notin W\alpha$. Bác bỏ H_0. Nhận xét trên là sai.

5. Để xác định được lượng tiêu thụ xăng có dao động không như nhau giữa các tháng thì mô hình trên phải phụ thuộc vào biến T (thời gian). Đưa biến T và mô hình, trên cơ sở các giá trị ước lượng được, tiến hành kiểm định hệ số chặn của biến giải thích T để kết luận về mức ý nghĩa của biến T.

Trong mô hình 1, $R^2 = 0,94585$, nghĩa là yếu tố giải thích XM, PX là rất lớn, sự ảnh hưởng của biến T không đáng kể.

6. Theo cách đặt vấn đề của bài toán, ta phải bổ sung thêm biến XB (xe buýt) vào mô hình. Trên cơ sở các giá trị ước lượng được, tiến hành kiểm định hệ số chặn của biến giải thích XB để kết luận về mức ý nghĩa của biến XB.

Theo yêu cầu của bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết

$H_0\ (\beta_j = 0)$

$H_1\ (\beta_j \neq 0)$

Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)}; |t| > t_{\alpha/2}^{n-k}\}$$

Tính t_{qs}, so sánh với $t_{\alpha/2}^{n-k}$

Kết luận.

7. Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết

H_0 (Mô hình ít biến đúng) ≡ (Mô hình gốc đúng)

H_1 (Mô hình nhiều biến đúng) ≡ (Mô hình mở rộng đúng)

Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{F = \frac{(R_{nb}^2 - R_{ib}^2)/m}{(1 - R_{nb}^2)/(n-k)}; f > f_{\alpha}^{(m,n-k)}\}$$

$$f_{qs} = \frac{(R_{nb}^2 - R_{ib}^2)/m}{(1 - R_{nb}^2)/(n-k)} = \frac{(0,9823 - 0,94585)/1}{(1 - 0,9823)/(17-4)} = 26,7712$$

$f_{\alpha}^{(m,n-k)} = t_{0,05}^{1,14} = 245,9$

$f_{qs} < f_{\alpha}^{(m,n-k)} \notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0. Không nên đưa thêm biến XB vào mô hình.

8. Theo giả thiết của bài toán ta có mô hình sau:

$XM_i = \beta_0 + \beta_1 XB_i + V_i$

Hàm hồi qui mẫu: $\hat{XM}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 XB_i$ (*)

$\hat{XM}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 XB_i$

$\hat{XM}_i = \hat{\beta}_0$ -0,0127XB_i

Se 0,00232

Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết

H_0 (Mô hình mở rộng không có đa cộng tuyến) ≡ (Mô hình (*) không có ý nghĩa) ≡ ($\beta_1 = 0$)

H_1 (Mô hình mở rộng có đa cộng tuyến) ≡ (Mô hình (*) có ý nghĩa) ≡ ($\beta_1 \neq 0$)

Miền bác bỏ là

$$W\alpha = \{t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)};\ t > t_{\alpha/2}^{n-k}\}$$

$$t_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{-0,0127 - 0)}{0,00232} = 2,80844$$

$t_{\alpha/2}^{n-k} = \ t_{0,025}^{14} = 2,145$

$t_{qs} > t_{\alpha/2}^{n-k} \in W\alpha$. Bác bỏ H_0. Mô hình mở rộng có hiện tượng đa cộng tuyến.

---o0o---

Bài 3

Cho kết quả hồi qui sau với CN là tổng giá trị sản lượng ngành công nghiệp, TL là tổng tiền lương, tiền công trong ngành, VL là tổng chi nguyên nhiên vật liệu, KH là tổng khấu hao máy móc, thiết bị nhà xưởng ... tương ứng 16 khu vực kinh tế khác nhau (với đơn vị đều là tỉ động VN).

L là logarit của các biến tương ứng. Cho mức ý nghĩa là 5%

[1] Ordinary least squares estimation

Dependent variable is LCN 16 observations used for estimation from 1 to 16

****

Regressor	Coefficient	Standard error	T-Ratio	[Prob]
Inpt	1.44343	.31171		[.018]
LTL	.23889	.094941	2.5162	
LVL	.595124		1.4564	[.008]
LKH	.38846	.088688		[.000]

****

R-square	.99790	F-statistic F(2,14)	
R-bar-square	.99738	S.E of Regression	.04404
Residual Sum of Squares	.021578	Mean of Dependent Variable	5.3392
S.D of Dependent Variable	.82792	Maximum of Log-likelihood	30.1665
DW-statistic	1.5344		

****

A. Serial Correlation	Chi-sq(1) = .095570 [.757]	F(1,11) = .066099 [.802]
B. Function Form	Chi-sq(1) = 2.3423 [.126]	F(1,11) = 1.8865 [.197]
C. Normality	Chi-sq(2) = .70536 [.703]	Not applicable
D. Heterosedasticity	Chi-sq(1) = 3.9272 [.034]	F(1,14) = 4.4162 [.033]

1. Viết hàm hồi qui mẫu với các biến CN, TL, VL, KH và cho biết ý nghĩa của các kết quả nhận được.
2. Hàm hồi qui có được coi là phù hợp không.
3. Các yếu tố khác không đổi, nếu chi cho nguyên nhiên vật liệu tăng 1% thì hi vọng sản lượng đầu ra tăng tối thiểu là bao nhiêu?
4. Bằng ước lượng điểm, nếu sản lượng đầu ra tăng được 10% thì tất cả các yếu tố đầu vào trên cùng tăng lên là bao nhiêu % (tăng đồng thời, cùng tỉ lệ).
5. Nếu các yếu tố khác không đổi, có thể nói tốc độ gia tăng tổng giá trị sản lượng ngành công nghiệp tăng bằng một nửa tốc độ gia tăng khấu hao được không?
6. Kiểm định DW và các kiểm định Chi-square, F trong mục A có mâu thuẫn với nhau không? Kết luận như thế nào về khuyết tật tương ứng.
7. Hồi qui mô hình thu được phần dư e. Hồi qui mô hình sau:

$| e_i | = .233 + .9252\ LVL_i + V_i$

Se .491 .152

Hãy cho biết mô hình trên dùng để làm gì, dựa trên giả thiết nào, kết luận gì về mô hình ban đầu?
8. Trong số 16 khu vực kinh tế trên có các khu vực có vốn đầu tư nước ngoài. Có ý kiến cho rằng đối với các khu vực này ảnh hưởng của tiền công tới giá trị sản lượng lớn hơn so với các khu vực khác. Hãy đề xuất một mô hình và cách phân tích để có thể nhận xét ý kiến này.

Mô hình hồi qui:

$CN = e^{\beta_0}.TL^{\beta_1}.VL^{\beta_2}.KH^{\beta_3}.e^{ut}$

$\ln CN = \beta_0 + \beta_1 \ln TL + \beta_2 \ln VL + \beta_3 \ln KH$

Hàm hồi qui mẫu:

$$\hat{CN} = e^{\beta_0}.TL^{\beta_1}.VL^{\beta_2}KH^{\beta_3}.e^{u_t}$$

$$\ln\hat{CN} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1\ln TL + \hat{\beta}_2\ln VL + \hat{\beta}_3\ln KH$$

1. ý nghĩa của mô hình:
- Về mặt kinh tế:

$\hat{\beta}_1 > 0$ khi tiền lương tăng thì giá trị sản lượng ngành công nghiệp tăng.

$\hat{\beta}_2 > 0$ khi chi nguyên vật liệu tăng thì giá trị sản lượng ngành công nghiệp tăng.

$\hat{\beta}_3 > 0$ khi khấu hao máy móc thiết bị tăng thì giá trị sản lượng ngành công nghiệp tăng.

- Về mặt thống kê:

$\hat{\beta}_1$ tăng 1 đơn vị thì giá trị sản lượng ngành công nghiệp tăng 0,23889 đơn vị.

$\hat{\beta}_2$ tăng 1 đơn vị thì giá trị sản lượng ngành công nghiệp tăng 0,595124 đơn vị.

$\hat{\beta}_3$ tăng 1 đơn vị thì giá trị sản lượng ngành công nghiệp tăng 0,38846 đơn vị.

Mô hình ước lượng phù hợp với lí thuyết và thực tế.

2. Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:

H_0: $(R^2 = 0)$

H_1: $(R^2 \neq 0)$

Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{f = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)}, f > f_\alpha^{(k-1,n-k)}\}$$

$$f_{qs} = \frac{R^2/(k-1)}{(1-R^2)/(n-k)} = \frac{0{,}99790/(4-1)}{(1-0{,}99790)/(16-4)} = 0{,}3628$$

$$f_\alpha^{(k-1,n-k)} = f_{0,05}^{(3,13)} = 3{,}18$$

$f_{qs} < f_\alpha^{(k-1,n-k)} \notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.

Trong mô hình trên, các biến giải thích quyết định 99,79% sự biến động của giá trị sản lượng công nghiệp, còn 0,21% sự biến động của giá trị sản lượng công nghiệp là do sai số ngẫu nhiên và các yếu tố khác chưa đưa vào mô hình.

Kết luận: Mô hình trên có ý nghĩa.

3. Theo yêu cầu bài toán ta phải tìm khoảng tin cậy tối thiếu với độ tin cậy (1- α) = 0,95 cho tham số β_3. Khoảng tin cậy đó là:

$$\beta_j > \hat{\beta}_j - t_\alpha^{n-k}.Se(\hat{\beta}_j)$$

$$t_\alpha^{n-k} = t_{0,05}^{12} = 1{,}782$$

$$t_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{0{,}595124 - 0}{Se(\hat{\beta}_j)} = 1{,}4564 \Rightarrow Se(\hat{\beta}_j) = 0{,}40863$$

$\beta_j >$ 0,595124 - 1,753 x 0,40863) = -0,1212

Kết luận: nếu nguyên vật liệu tăng 1% thì giá trị sản lượng công nghiệp tăng ít nhất là không đổi.

4. Theo yêu cầu bài toán ta phải tìm tỉ lệ tăng thêm đồng thời của các yếu tố đầu vào để sản lượng tăng được 10%. Ta có phương trình sau:

$(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3)$. x = 10

(0,23889 + 0,595124 + 0,38846) . x = 10

x = 8,18

Kết luận: Nếu sản lượng đầu ra tăng 10% thì tất cả các yếu tố đầu vào trên cùng tăng 8,18%.

5. Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định giả thiết:

H_0 ($\beta_4 = 0{,}5$)
H_1 ($\beta_4 \neq 0{,}5$)
Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} ; |t| > t_{\alpha/2}^{n-k} \}$$

$$t_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{0{,}38846 - 0{,}5}{0{,}088688} = -1{,}2577$$

$$t_{\alpha/2}^{n-k} = t_{0{,}025}^{12} = 2{,}179$$

$|t_{qs}| < t_{\alpha/2}^{n-k} \notin W\alpha$. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.

Kết luận: Có thể nói tốc độ gia tăng tổng giá trị sản lượng ngành công nghiệp tăng bằng một nửa tốc độ gia tăng khấu hao.

6. Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:
H_0 (Mô hình gốc không có hiện tượng tự tương quan)
H_1 (Mô hình gốc có hiện tượng tự tương quan)
Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{\chi^2 = (n-1).\ R_*^2 , \chi^2 > \chi_\alpha^2(1) \}$$

hoặc

$$W\alpha = \{f = \frac{(RSS_{**} - RSS_*)/1}{RSS_* /(n-k-1)} , f > f_\alpha^{(1,n-k-1)} \}$$

- Tiêu chuẩn χ^2: P-value = 0,757 > α = 0,05. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.
- Tiêu chuẩn F: P-value = 0,802 > α = 0,05. Chưa có cơ sở bác bỏ H_0.
- Tiêu chuẩn DW

Kết luận:

7. Mô hình hồi qui thu được là mô hình Gleiser, sử dụng để kiểm định mục D.
Theo yêu cầu bài toán ta phải kiểm định cặp giả thiết:
H_0: (Mô hình gốc có psss không đổi) ≡ (Mô hình G không có ý nghĩa) ≡ (β_1 Mh G = 0)
H_1: (Mô hình gốc có psss thay đổi) ≡ (Mô hình G có ý nghĩa) ≡ (β_1 Mh G ≠ 0)
Miền bác bỏ là:

$$W\alpha = \{t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} ; |t| > t_{\alpha/2}^{n-k} \}$$

$$t_{qs} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta^*}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{0{,}9252 - 0}{0{,}152} = 6{,}087$$

$$t_{\alpha/2}^{n-k} = t_{0{,}025}^{12} = 2{,}179$$

$|t_{qs}| > t_{\alpha/2}^{n-k} \in W\alpha$. Bác bỏ H_0.

Kết luận: Mô hình gốc có phương sai sai số thay đổi.

8. Bổ sung vào mô hình biến biến giả (định tính)
D = 0 Khu vực không có vốn đầu tư nước ngoài.
D = 1 Khu vực có vốn đầu tư nước ngoài.
Tiến hành kiểm định ý nghĩa hệ số chặn của biến D theo trình tự các bước và rút ra kết luận.

---o0o---

Bài 4

Cho α = 5%. Với số liệu về lượng hàng bán được Y, giá hàng P và chi phí quảng cáo AD trong hai mươi tuần của một công ti, T là biến thời gian (T=1 ở tuần đầu quan sát). Người ta ước lượng mô hình sau:

[1] Ordinary least squares estimation

Dependent variable is Y 19 observations used for estimation from 2 to 20

****

Regressor	Coefficient	Standard error	T-Ratio	[Prob]
Inpt	894.6447	196.2767	4.5581	[.000]
T	11.6341	3.9619	2.9365	[.010]
P	-167.3612	35.6368	-4.6963	[.000]
AD(-1)	81.5494	18.4320	4.4243	[.000]

****

a. Viết mô hình hồi qui tổng thể và ước lượng hồi qui mẫu tương ứng với báo cáo trên.

b. Hệ số hồi qui riêng ứng với biến T có ý nghĩa gì? Nếu giá cả và chi phí quảng cáo không đổi theo thời gian thì lượng hàng hóa bán được tuần t+1 nhiều hơn tuần t tối thiểu là bao nhiêu?

c. Người ta đã tiến hành một hồi qui khác bằng cách thay AD(-1) bởi AD và nhận được ước lượng của hệ số biến AD là một số âm. Có thể giải thích gì về kết quả này.

d. Ước lượng P theo T có hệ số chặng người ta có R^2 = .6214. Ước lượng này có mục đích gì? Có nên bỏ đi một trong hai biến P hoặc T trong mô hình trên hay không?

Một mô hình khác được ước lượng như sau: (AD2 là bình phương của AD)

[2] Ordinary least squares estimation

Dependent variable is Y 19 observations used for estimation from 2 to 20

****

Regressor	Coefficient	Standard error	T-Ratio	[Prob]
Inpt	867.9677	229.0609	3.7892	[.002]
P	-220.9363	50.0488	-4.4144	[.001]
AD(-1)	345.4416	141.1404	2.4475	[.027]
AD2(-1)	-35.6671	17.0116		

****

R-square	.64402	F-statistic F(3,15)	9.4518	[.001]
DW-statistic	1.8181			

****

Diagnostic tetsts

A. Serial Correlation	Chi-sq(1) = .26120 [.609]	F(1,14) = .19514 [.665]
B. Function Form	Chi-sq(1) = 1.1593 [.282]	F(1,14) = .90974 [.356]
C. Normality	Chi-sq(2) = .61017 [.737]	Not applicable
D. Heterosedasticity	Chi-sq(1) = .56761 [.451]	F(1,17) = .52350 [.479]

1. Mô hình này có thể chấp nhận được về mặt thống kê và kinh tế hay không? Giải thích vắn tắt.

2. Phải chăng hiệu suất của chi phí quảng cáo đối với lượng hàng bán ra giảm dần?

3. Theo ước lượng của mô hình này, có thể bán thêm tối đa bao nhiêu hàng nếu tuần t giảm giá 1 đơn vị.

(Riêng bài này chừa lại cái chơi, không mần chi hết).

Lưu ý:

Kiểm định các lỗi của mô hình (kiểm định các mục A - tự tương quan; B- dạng mô hình; C - tính chuẩn của mô hình; D - phương sai sai số; đa cộng tuyến) trên cơ sở hồi qui phần dư của mô hình gốc thì phải nhận biết được hàm Park hoặc Gleiser hay White để kiểm định mục D; có sự phụ thuộc tuyến tính của các biến giải thích hay không để kiểm định đa cộng tuyến... Các phương pháp sửa lỗi của mô hình.